对他人生育态度和行为的低估抑制了Z世代未生育个体的生育意愿*

陈思静[1] 沈家辉[1] 姜侨桀[1] 杨莎莎[2]

([1] 浙江科技大学经济与管理学院, 杭州 310023) ([2] 华东师范大学心理与认知科学学院, 上海 200062)

摘要 个体的生育意愿不仅受到各种宏微观客观因素的影响，同样也受到个体对他人生育态度/行为主观感知的影响。研究 1($N = 904$)显示，个体通常低估了他人的生育态度和行为，而这一低估反过来抑制了自身的生育意愿。研究 2a($N = 210$)和 2b($N = 210$)通过操纵被试的主观感知验证了对他人生育态度/行为的低估与自身生育意愿之间的因果关系。研究 3($N = 220$)的结果显示，生育效能和责任感知可较好地解释上述发现，其中生育效能的作用更大。研究 4 的元分析($N = 1544$)表明，个体对他人生育态度/行为的低估以及这种低估对自身生育意愿的影响均具有小到中等的效应量。上述结果表明，运用社会规范方法来纠正人们的错误认知从而提升生育意愿可为现有政策提供额外助力。

关键词 生育意愿，社交影响，主体间认知，生育效能，责任感知

分类号 B849: C91

1 引言

近年来我国生育率呈现持续下跌趋势，国家统计局数据显示，2020 年总和生育率仅为 1.28，比 5 年前下降 30%，远低于 2.1 的世代更替水平(Wilson, 2004)。2022 年我国更是出现了 61 年来首次人口负增长。郭志刚(2017)指出，一孩生育的萎缩和推迟是拉低生育水平的主要原因。统计数据显示，我国的一孩生育率已从 2010 年的 0.725 下降至 2021 年的 0.52，而作为未来的生育主力军，年轻人的生育意愿普遍偏低(周国红等, 2021)。这意味着未生育群体的低生育意愿已成为中国不容忽视的社会问题。

个体的生育意愿往往会受诸多因素的影响，包括微观层面的性别、年龄和健康状况等(马志越, 王金营, 2020)，以及宏观层面的经济环境、生育政策和生育文化等(王军, 王广州, 2016; 吴莹等, 2016; Adsera, 2011)。然而，生育不仅是一个个体或家庭决策问题，还是一个社会决策问题，例如个体的生育决策往往受到社会氛围的影响，包括相似他人的生育态度或生育行

* 收稿日期：2023-9-5

教育部人文社会科学研究规划基金项目(23YJA840002)资助。

通信作者：杨莎莎, E-mail: sanqijiuba@163.com

为(黄君洁, 2023; Balbo & Barban, 2014)。这意味着个体对他人生育意愿和生育行为的主观认知可能是影响其生育意愿的重要因素之一，然而这一因素在现有文献中仍少有关注。在此背景下，本文旨在探究：(1)人们如何感知他人的生育态度和行为？(2)这种主观感知是否以及如何影响自身生育意愿？(3)如何解释对他人生生育态度/行为的主观感知与自身生育意愿之间的关系？本文从社会认知的视角出发，通过 5 个研究较为完整地考察了上述问题，并给出了初步答案，从而为目前的生育研究文献提供有益补充。

1.1 影响生育意愿的因素

国内外对生育意愿影响因素的研究可分为微观和宏观两个层面。在微观层面上，研究者探讨了年龄、性别、受教育程度、健康状况、社会经济地位，以及兄弟姐妹人数、住房面积、家庭收入、父/祖辈支持等客观因素对生育意愿的影响(靳永爱等, 2016; 马志越, 王金营, 2020; 王军, 王广州, 2016; 张晓青等, 2016; Ciritel et al., 2019; Novelli et al., 2021)，而对主观因素的探讨主要围绕性别偏好、宗教信仰、养老观念等展开(侯佳伟等, 2014; 卢海阳等, 2017)。宏观层面的研究主要聚焦于经济环境(Adsera, 2011)、生育政策(王军, 王广州, 2016)以及社会保障和服务(李婉鑫等, 2021;Rindfuss et al., 2010; Zhang et al., 2022)等因素。

现有研究的共同点在于预设了理性人视角，在这种视角下个体综合考虑各种因素后独立地做出生育决策，边际孩子合理选择理论(Leibenstein, 1957)、孩子数量质量替代理论(Becker & Lewis, 1973)或财富流理论(Caldwell, 2005)是主流理论的代表。然而，作为一种社会性物种，人类个体的决策通常受到他人影响，这种影响也被称为社交影响(social influence) (Sammut & Bauer, 2021)，包括他人行为和他人态度的影响(Cialdini et al., 1991)。事实上，自 Asch(1955)以及 Deutsch 和 Gerard(1955)的开创性研究以来，社会心理学家一直在探讨社交影响在个体决策中的作用，并证实了无论在相对简单的实验室任务中(Asch, 1955; Shank et al., 2019)，还是在复杂的真实社会决策中，如亲环境行为(陈思静等, 2021; Chen et al., 2022)、防疫措施(Chen et al., 2021)、健康饮食(Lally et al., 2011)、安全驾驶(Geber et al., 2021)等，社交影响都是一种不可忽略的重要因素。目前也存在若干证据支持社交影响在生育决策中的作用，例如，黄君洁(2023)的研究表明个体的生育意愿会受到兄弟姐妹生育意愿的影响，而 Balbo 和 Barban(2014)则指出朋友的生育行为增加了个体自身生育的可能性。本文立足于社交影响理论(Sammut & Bauer, 2021)，系统性地考察了人们如何感知他人的生育态度/行为，以及这种感知又如何反过来影响自身生育决策，从而为现有理论的完善和生育政策的制定贡献来自心理学的见解。

1.2 主体间认知(intersubjective cognition)

现有生育研究的另一个共同点在于它们主要关注影响生育意愿的客观因素而较少探讨个体的主观认知。然而，大量行为经济学和心理学研究表明对个体决策影响更大的是人们对客观事实的主观认知而非客观事实本身(Fiske & Taylor, 2013)。有关社会阶层的研究为这一观点提供了有说服力的例子：研究者发现，相较于收入、教育或职业等阶层的客观指标，个

体对自身阶层的主观定位能更好地预测其行为决策(孙庆洲等, 2023; Chen et al., 2023; Piff et al., 2010)。遵循这一社会认知的视角，本文主要考察个体对他人态度/行为的主观认知而非他人态度/行为本身在自身生育决策中的影响。有学者将个体对他人态度/行为的认知称为主体间认知(Chiu et al., 2010; Wan, Chiu, Peng, & Tam, 2007; Wan, Chiu, Tam et al., 2007)。主体间认知理论认为人们往往将主体间认知视为一种主体间现实(intersubjective reality)，并基于这种现实做出相应的决策(Chiu et al., 2000)。

相关文献中的一个重要问题是：个体能否准确地判断他人的态度或行为？目前有相当多的证据显示答案可能是否定的。例如，研究者发现人们很难准确判断他人乐于助人的程度(Zhao & Epley, 2022)、亲社会行为对接受者的积极影响(Kumar & Epley, 2022)、他人的环保行为(Chen et al., 2022)、他人对环保政策的支持力度(Sparkman et al., 2022)、在疫情中他人对防疫措施的遵守程度(Graupensperger et al., 2021)，等等。需要指出的是，这种对他人行为或态度的认知不仅仅是错误的，而且还表现出一种系统性的偏差：出于自利性偏见(Dempsey et al., 2018)，人们倾向于高估他人消极行为/态度的发生程度，而低估他人积极行为/态度的普遍性(Haines & Spear, 1996)。大量研究证实了这种错误认知在众多领域中普遍存在(综述见: Blanton et al., 2008)。那么在生育决策中是否也存在类似错误的主体间认知呢？目前尚无研究系统考察这一问题，然而若干间接的证据可以帮助我们推理。首先，Eriksson 等(2020)发现，生育行为和亲社会性之间存在稳定的正向关联，而与自私显著地负相关；其次，在一篇影响深远的论文中，Folbre (1994)指出，孩子应被视为一种公共物品，换言之，和上文提及的亲环境行为、遵守防疫措施等行为类似，生育的成本往往由个体承担，但却给社会整体带来了利益。考虑到这两点，我们有理由认为生育是一种积极行为。因此，基于 Blanton 等(2008)的结论，本文假设人们系统性地低估了他人的生育态度或行为。

1.3 主体间认知对生育意愿的影响

主体间认知理论认为，不管对他人态度/行为的认知是否正确，它都能对个体自身的行为产生显著影响(Chiu et al., 2010)。主体间认知会影响行为，是因为这些认知对个人具有重要的认识功能(Chiu et al., 2000)，对集体具有重要的社会协调功能(Wan et al., 2010)。不仅正确的认知可被视为一种社会现实，从而影响我们的信念和行动(Sparkman et al., 2022)，错误的认知同样可能引导人们的决策(Larimer & Neighbors, 2003; Rimal & Lapinski, 2015)。来自不同行为领域的研究表明，当主体间认知存在偏差时，它不仅会对个体的行为产生影响，且影响方向与偏差方向一致(Blanton et al., 2008)。举例来说，低估他人的利他行为会减少自身的利他行为(杨莎莎, 陈思静, 2022; Ganz et al., 2020)，而高估他人对酗酒或性侵的接受度会增加自己过量饮酒或性侵的可能性(Berry-Cabán et al., 2020; Prentice & Miller, 1993)。我们在上文中假设人们普遍低估了他人的生育态度/行为，在此基础上我们进一步假设这种低估反过来抑制了自身的生育意愿。

1.4 主体间认知影响生育意愿的心理机制

在现有文献的基础上，本文提出了两种可解释主体间认知影响生育意愿的潜在机制：有关生育的自我效能(下简称生育效能)和责任感知。就效能感而言，Bandura(1977)提出了替代性经历(vicarious experience)这一概念，并指出对他人行为的观察与感知可影响个体的效能感，后续大量研究证实了这一观点(Stok et al., 2014; Stout et al., 2020; Walker et al., 2011)。Sparkman 和 Walton (2019)也指出，当人们看到相似他人在某项任务上失败时，他们会推断自己也无法胜任该任务。就本文主题而言，我们推测低估他人的生育行为或态度降低了自己的生育效能。另一方面，效能感对行为决策的影响同样得到了大量证据的支持(Sheeran et al., 2016)，因此，我们假设生育效能可部分解释错误认知对生育意愿的影响。其次，就责任感知而言，Jacobson 等(2011)指出，对他人行为/态度的感知在一定程度上引导个体对社会压力的判断，具体而言，如果个体认为某个行为是普遍的或者是大部人都赞成的，那么他/她倾向于认为自己有责任表现出相应的行为，从而避免受到惩罚；相反的情况则降低了个体的责任感知，并抑制了相应的行为。换言之，通过使自己的行为与他人保持一致可增加自身行为的道德性与合理性(Schlag et al., 2015)。目前确实有证据显示对他人行为和态度的感知可影响个体的责任感，并进一步影响自身的行为意向(Habib et al., 2021)。基于上述推理，本文假设责任感知部分解释了错误认知对生育意愿的影响。

1.5 研究概览

本文共包括 5 个研究。前 4 个研究验证以下假设：(1)个体倾向于低估他人的生育态度/行为(假设 1；研究 1, 2a, 2b &3)；(2)对他人生育态度/行为的低估反过来抑制了自身的生育意愿(假设 2；研究 1, 2a, 2b & 3)；(3)生育效能中介了对他人生育态度/行为的低估与自身生育意愿之间的关系(假设 3；研究 3)；(4)责任感知中介了对他人生育态度/行为的低估与自身生育意愿之间的关系(假设 4；研究 3)。研究 4 为单文章元分析(single-paper meta-analysis)，集中探讨了关键结果的效应量问题。本文主要关注 Z 世代群体[1]的生育意愿，这是因为青年生育意愿的下降是导致人口出生率下降的关键因素(郭志刚, 2013; 郭志刚, 2017)。为保证样本量的合适性，我们在研究 1 和研究 3 中使用 G*Power 3.1(Faul et al., 2007)计算了在实际样本量下可检测到多大的效应量，而在研究 2a 和 2b 中，在数据收集前使用 G*Power 3.1 来确定样本量。研究中所涉及到的测量、操纵、数据剔除和剔除标准以及所使用统计分析工具均已在后文中详细报告。在所有研究开始前，我们均已取得全体被试的知情同意书。

2 研究 1

2.1 被试

[1] Z 世代一般指出生于 1995 年到 2009 年之间的个体，但考虑到出生于 2006 年及以后的个体尚未成年，因此本文研究对象为年满 18 到 28 周岁之间的个体，即出生于 1995 年到 2005 年之间的 Z 世代。

我们在 2023 年 6 月 4 日至 6 月 11 日期间通过在线平台“见数”共发放 1,000 份问卷。剔除那些年龄在“Z 世代”所涵盖范围(18~28 岁)之外，以及未能全部通过两项注意力检验题(1. 以下哪个城市是中国首都？2. 今天是星期几？)的被试后，最终得到有效问卷 904 份。全体被试年龄在 18~28 岁之间，平均年龄 M = 23.86，SD = 2.62，其中女性被试占 68.47%，未生育被试[2]占 81.31%。事后敏感度分析显示：假设 α = 0.05，功效为 95%，样本量 904 可为配对样本 t 检验(双尾)检测到 d = 0.13 的效应量；为单样本 t 检验(双尾)检测到 d = 0.12 的效应量；此外，在多元回归分析中，我们分样本检验了主体间认知对生育意愿的影响，在未生育群体中，样本量 n = 735，共包含 9 个变量(2 个预测变量和 7 个控制变量)，可检测到效应量 f^2 = 0.03；在已生育群体中，样本量 n = 169，共包含 10 个变量(2 个预测变量和 8 个控制变量)，可检测到效应量 f^2 = 0.15。

2.2 变量

首先，参考以往文献(陈卫, 张玲玲, 2015; 侯佳伟等, 2014)，我们向被试简要解释了什么是理想子女数和总和生育率(详见补充材料)，并告知被试本次调查对象为出生于 1995 年及以后的成年人。然后，我们要求被试写下一个整数来表明自己的理想子女数，同时，被试还需估计参与本次调查的其他被试的理想子女数。此外，我们要求被试估计和 2021 年相比，中国在 2022 年的总和生育率发生了多大的变化，被试可从–100%到 100%之间选择一个具体的数字。我们用理想子女数和总和生育率分别作为生育态度和生育行为的测量指标。有两点需要说明。第一，尽管有研究者将理想子女数作为生育意愿的代理变量(侯佳伟等, 2014)，但越来越多的学者指出，有关理想子女数的调查问题实质上所测量的并非生育意愿，而是人们的生育态度，即对“在理想条件下拥有多少个孩子是合适的”这一问题的主观评判，数量越高表明对生育的态度越积极(风笑天, 2017; 张丽萍, 王广州, 2015; 郑真真, 2014)；因此，本文采用理想子女数作为测量生育态度的指标。其次，出于以下考虑，我们选择了总和生育率变化而非生育率本身作为生育行为的指标：(1)有证据显示对他人行为变化的感知可以显著影响自身行为(Sparkman & Walton, 2019)，这种影响有时甚至超过对静态行为的感知(Sparkman & Walton, 2017)；(2)大量文献探讨了对他人静态行为感知的影响(如: Chen et al., 2022; Palacios et al., 2022; Prentice & Miller, 1993)，但对动态感知的研究却相对匮乏，而由于存在有关生育率变化的客观统计数据，这就为探测个体是否能准确感知动态变化提供了客观基础和绝佳机会；(3)在生育态度中，我们测量了被试的静态感知，而在生育行为中我们测量了被试的动态感知，如果我们通过两种范式得到了相似的结论，这也在一定程度上增强了本文结论的普遍性。

我们用自己编制的生育意愿量表测量了被试的生育意愿，参照 Zhu 和 Hong(2022)的定义，本文中生育意愿指的是个体在有足够动机的情况下生育子女的意向，不同于包含价值判

[2] 未生育被试是指既没有过生育经历也没有怀孕的被试。

断的生育态度(什么是好的？)，生育意愿主要聚焦于生育行为的行动意向(打算怎么做？)。量表有两个版本，分别针对未生育群体和已生育群体，两个版本均包含 7 个题项，回答计分范围为“1 = 完全不同意；5 = 完全同意”。针对未生育群体的典型题项为“我期待有一天可以拥有自己的小孩”；针对已生育群体的典型题项为“我计划在未来某个时期再生一个孩子”。详见补充材料。题项平均分代表了被试的生育意愿，分值越高说明生育意愿越强烈。控制变量包含被试的性别(1 = 男；2 = 女)、年龄、教育程度(1 = 初中及以下；6 = 博士)、年收入(1 = 5 万元及以下；7 = 50 万元以上)、婚恋状况(以单身为参照，生成恋爱和结婚共 2 个虚拟变量[3])、自身兄弟姐妹数量以及已生育子女数量(仅针对已生育被试)。

2.3 结果和讨论

首先针对生育意愿量表进行探索性因子分析。未生育群体和已生育群体生育意愿量表的 KMO 值分别为 0.947 和 0.932，Bartletts 球形检验结果显著(未生育: $\chi^2 = 5752.10$, $df = 21$, $p < 0.001$; 已生育: $\chi^2 = 1015.78$, $df = 21$, $p < 0.001$)，表明本研究的生育意愿量表适合进行因子分析。因子分析的结果显示，上述两个量表均包含 1 个特征值大于 1 的因子，分别可解释 81.81% 和 75.66%的变异，且因子载荷均大于 0.83。接着，借助 Mplus 8.3 进行验证性因子分析，参考焦丽颖等(2019)的做法，使用修正指数(modification index)进行模型修订，在删除未生育群体生育意愿量表中的第 2 个题项“为人父母是我所追求的”和已生育群体生育意愿量表中的第 5 个题项“再生一个小孩是我计划的一部分”后，量表结构效度良好(见表 1)。最后对修订后的量表进行信度分析，结果显示：不论是针对未生育群体的量表(Cronbach’s $\alpha = 0.96$)还是针对已生育群体的量表(Cronbach’s $\alpha = 0.94$)，均具有较高的内部一致性。根据 Ajzen(1991) 的计划行为理论，态度和意愿之间存在紧密的正相关，因此我们以自身理想子女数为校标，计算生育意愿量表的校标效度后发现，两者相关系数显著为正(见表 2)。综上所述，研究 1 最终使用的生育意愿量表拥有较高的信效度水平，符合心理测量学的要求，可以用于后续分析。

表 1 生育意愿量表修订前后的模型拟合指数

		χ^2	df	χ^2/df	CFI	TLI	RMSEA	SRMR
未生育	修订前	128.83	14	9.20	0.980	0.970	0.106	0.017
	修订后	36.42	9	4.05	0.994	0.991	0.064	0.009
已生育	修订前	32.46	14	2.32	0.982	0.973	0.088	0.020
	修订后	13.20	9	1.47	0.995	0.991	0.053	0.016

研究 1 中主要变量的描述性统计与相关系数如表 2 所示，其中相关系数的置信区间通过 Bootstrap 抽样 5000 次得到。

[3] 事实上，婚恋状况中共包含 5 个选项：1 = 单身，2 = 恋爱，3 = 已婚，4 = 离异，5 = 其他；但研究 1 不存在选择 4 和 5 的被试，因而仅生成 2 个虚拟变量。

表 2 研究 1 主要变量的描述性统计与相关系数

变量	M	SD	1	2	3	4
1 理想子女数(自身)	1.80	0.54				
2 理想子女数(他人)	1.71	0.53	0.44*** [0.38, 0.50]			
3 总和生育率变化幅度	–10.92	16.46	0.19*** [0.13, 0.25]	0.19*** [0.13, 0.25]		
4 生育意愿(未生育)	3.65	1.07	0.35*** [0.28, 0.42]	0.22*** [0.14, 0.29]	0.24*** [0.16, 0.31]	
5 生育意愿(已生育)	3.99	0.92	0.32*** [0.15, 0.48]	0.14 [–0.08, 0.33]	0.26*** [0.13, 0.37]	—

注：理想子女数(自身)、理想子女数(他人)和总和生育率变化幅度的样本量 $N = 904$；生育意愿(未生育)的样本量 $n = 735$；生育意愿(已生育)的样本量 $n = 169$；生育意愿(未生育)和生育意愿(已生育)之间无相关系数；*** $p < 0.001$

首先检验被试是否低估了他人的生育态度。针对总体被试的配对样本($N = 904$)t 检验显示，被试对他人理想子女数的估计($M = 1.71, SD = 0.53$)显著低于他人实际的理想子女数($M = 1.80, SD = 0.54$)($t(903) = –5.17, p < 0.001, d = –0.17$, 95%CI [–0.13, –0.06])，即个体倾向于低估同龄人的实际生育态度，这部分验证了假设 1。我们进一步以参与此次调查全体被试的平均自身理想子女数($M = 1.80$)为依据，针对未生育和已生育被试分别进行了单样本 t 检验。针对未生育被试来说，他们仍然显著低估了大多数人的理想子女数($n = 735, M_{他人} = 1.66, SD_{他人} = 0.55$; $t(734) = –7.08, p < 0.001, d = –0.26$, 95%CI [–0.18, –0.10])；但已生育被试则高估了这一数值($n = 169, M_{他人} = 1.92, SD_{他人} = 0.38$; $t(168) = 4.23, p < 0.001, d = 0.33$, 95%CI [0.07, 0.18])。

其次检验被试是否低估了他人的生育行为。针对总体被试的单样本($N = 904$)t 检验显示，被试对总和生育率变化幅度的估计($M = –10.92, SD = 16.46$)显著低于实际的变化幅度[4]($t(903) = –7.16, p < 0.001, d = –0.24$, 95%CI [–5.00, –2.85])，即被试在一定程度上低估了育龄妇女的生育行为，这进一步验证了假设 1。分别针对未生育被试($n = 735, M = –12.76, SD = 15.71$)和已生育被试($n = 169, M = –2.92, SD = 17.28$)进行单样本 t 检验，结果显示：未生育被试对总和生育率的变化仍然持悲观态度($t(734) = –9.94, p < 0.001, d = –0.37$, 95%CI [–6.90, –4.63])，而已生育被试对总和生育率变化幅度的估计虽仍为负值，但显著高于实际值($t(168) = 3.07, p = 0.002, d = 0.24$, 95%CI [1.46, 6.71])。

进一步检验个体对他人生育态度和生育行为的估计如何影响自身的生育意愿。以生育意愿为结果变量，以对他人生育态度(理想子女数)和生育行为(总和生育率变化幅度)的估计为预测变量，以性别、年龄、教育程度、年收入、婚恋状况(恋爱、已婚)、兄弟姐妹数量和子女数量(仅针对已生育被试)为控制变量，对未生育和已生育被试分别进行多元回归分析，结果如表 3 所示。针对未生育被试的回归结果显示，对他人生育态度($\beta = 0.15, B = 0.30, SE = 0.07, t = 4.57, p < 0.001$, 95%CI [0.17, 0.43])和行为($\beta = 0.17, B = 0.01, SE = 0.002, t = 4.99, p <$

[4] 2021 年总和生育率为 1.15，而 2022 年总和生育率为 1.07，变化幅度约为–7%。

0.001, 95%CI [0.01, 0.02])的估计均显著正向预测个体自身的生育意愿，这意味着人们越是低估他人的生育态度与生育行为，自身的生育意愿就越低，这验证了假设 2。相较于男性，女性的生育意愿更低(β = –0.23, *B* = –0.54, *SE* = 0.08, *t* = –6.74, $p < 0.001$, 95%CI [–0.69, –0.38])；婚恋状况为恋爱(β = 0.19, *B* = 0.41, *SE* = 0.08, *t* = 5.44, $p < 0.001$, 95%CI [0.26, 0.56])和已婚(β = 0.19, *B* = 0.68, *SE* = 0.14, *t* = 4.94, $p < 0.001$, 95%CI [0.41, 0.96])的个体，会比单身个体拥有更强的生育意愿；年龄、教育程度、年收入和兄弟姐妹数量对未生育群体生育意愿的影响不显著。针对已生育被试的回归结果则有所不同：首先，对于已生育被试而言，对他人生育行为的估计仍然可以显著正向预测自身的生育意愿(β = 0.24, *B* = 0.01, *SE* = 0.004, *t* = 3.06, *p* = 0.003, 95%CI [0.005, 0.02])，但对他人生育态度的估计所产生的影响不显著(β = 0.08, *B* = 0.19, *SE* = 0.19, *t* = 0.97, *p* = 0.333, 95%CI [–0.19, 0.56])；其次，所有的控制变量对已生育被试生育意愿的影响均不显著。这意味着这两类个体面对生育问题时可能遵循不同的决策模式。

表 3 理想子女数(他人)和总和生育率变化幅度对自身生育意愿的回归分析

变量	结果变量：生育意愿(未生育)				结果变量：生育意愿(已生育)			
	β	*t*	LLCI	ULCI	β	*t*	LLCI	ULCI
预测变量								
理想子女数(他人)	0.15***	4.57	0.17	0.43	0.08	0.97	–0.19	0.56
总和生育率变化幅度	0.17***	4.99	0.01	0.02	0.24**	3.06	0.005	0.02
控制变量								
性别	–0.23***	–6.74	–0.69	–0.38	–0.08	–1.10	–0.44	0.13
年龄	0.04	0.96	–0.02	0.05	–0.02	–0.22	–0.11	0.09
教育程度	–0.06	–1.90	–0.25	0.004	0.06	0.70	–0.17	0.36
年收入	0.01	0.33	–0.08	0.11	0.06	0.75	–0.08	0.19
恋爱	0.19***	5.44	0.26	0.56	0.06	0.56	–0.90	1.61
已婚	0.19***	4.94	0.41	0.96	0.14	1.23	–0.35	1.53
兄弟姐妹数量	0.04	1.28	–0.03	0.12	0.15	1.94	–0.003	0.26
子女数量					–0.05	–0.62	–0.48	0.25
Adj-R^2	0.21				0.07			

注：** $p < 0.01$，*** $p < 0.001$。

最后，我们对上述结果进行了稳健性检验，并得到了与上文一致的结果。检验方法主要有三种：一是剔除控制变量；二是在回归模型中加入省份虚拟变量，控制省份层面社会、经济、文化等不可观测因素的影响(卿石松, 2019)；三是考虑到总和生育率变化幅度范围较大，存在部分过大或过小的估计值，因此我们对其进行了 1%的双边缩尾处理后重新纳入回归模型(李涛等, 2021)。回归结果详见补充材料中表 S1~S3。我们注意到，表 3 中针对未生育群体的回归模型显示，调整后的 R^2 为 0.21，而当我们在模型中加入省份虚拟变量后，调整后的 R^2 并未改变，仍为 0.21(详见表附录 S2)；针对已生育群体的回归模型在未加入省份虚拟变量时，调整后的 R^2 为 0.07，但在加入省份虚拟变量后则上升至 0.10(详见表 S2)。这意味着影响未生育和已生育群体生育意愿的因素可能存在差异：个体层面的因素，例如对他人生育态

度、行为的感知，以及性别、婚恋状况等，更容易对未生育被试的生育意愿产生影响；而地区层面社会、经济和文化等因素则对已生育被试的生育意愿发挥更大的作用。

综上所述，研究 1 针对未生育群体的分析结果较好地支持了假设 1 和假设 2，而针对已生育群体的结果部分支持假设 2。总体上，人们系统性地低估了同龄人的生育态度，以及育龄妇女的生育行为；但需要注意的是，这种低估主要存在于未生育群体中。就主体间认知影响生育意愿而言，研究 1 发现，对于未生育被试而言，低估的生育态度和生育行为会进一步抑制个体自身的生育意愿；而对于已生育被试而言，高估他人生育态度并不会显著提升自身的生育意愿，而高估他人生育行为则促进了自身生育意愿。

目前，有相当证据表明一孩生育的萎缩和推迟是拉低生育水平的主要因素(郭志刚, 2013; 郭志刚, 2017)：(1)贺丹等(2018) 基于 2017 年全国生育状况抽样调查数据的分析显示，2006~2016 年出生人口中一孩占比从 54.7%下降至 37.0%；(2)张翠玲等(2021)基于国家卫健委互联互通出生人口数据的分析也发现了类似的趋势，即 2015~2020 年一孩出生占比从 52.6%下降至 43.0%；(3)《中国人口和就业统计年鉴 2022》则显示，总和生育率中的一孩生育率也从 2010 年的 0.725 跌至 2021 年的 0.52。因此，考察育龄人群的一孩生育意愿及其影响因素是本文的关键目标，本文后续研究所涉及被试均为未生育个体。由于研究 1 已生育被试数量相对较少，且我们未在后续研究中进一步纳入已生育群体，因而上述针对已生育群体的发现属于探索性质，供未来研究参考。

3 研究 2a

研究 2a 的目标在于操纵被试对他人生育态度的感知，从而克服研究 1 的局限性，即主要依赖横截面的调查数据，以此验证是否有令人信服的证据支持对他人生育态度的估计与自身生育意愿之间的因果关系。

3.1 被试

研究 2a 所使用的分析方法包括独立样本 t 检验、配对样本 t 检验和多元回归分析等。我们根据样本量要求较高的独立样本 t 检验来确定样本量。使用软件 G*Power 3.1 进行的功效分析显示，取中等效应量 $d = 0.50$，显著性水平 $\alpha = 0.05$，在每组 105 名被试的情况下能达到 95%的统计检验力。由于存在 2 组独立样本，我们通过“问卷星”平台在 2023 年 6 月 18 日至 6 月 21 日期间共招募了 210 名未曾有过生育经历的被试。被试年龄平均年龄 $M = 23.29$，$SD = 2.68$，女性占 70.00%。

3.2 设计、变量与程序

研究 2a 采用单因素二水平被试间设计：提示低估组和提示高估组。我们参考了规范研究中的实验范式(陈思静等, 2021; Larimer & Neighbors, 2003)，通过向被试反馈相关信息来操纵被试对他人生育态度(以理想子女数作为指标)的感知。因变量为生育意愿(Cronbach’s α = 0.95)，用研究 1 中的生育意愿量表测量。我们测量了被试的理想子女数，并让他们估计其他

被试的理想子女数，方法和研究 1 类似。具体如下：实验开始后，被试首先需要回答自身的理想子女数，并估计其他被试的理想子女数。随后，我们将其随机分入提示低估组和提示高估组：(1)提示低估组的被试被告知，根据先前一项调查所得到的结果，他们很有可能低估了他人的理想子女数；(2)提示高估组的被试则得到相反的反馈。接着，被试根据得到的反馈调整原先的估计。完成上述步骤后，我们测量被试的生育意愿，并记录相关的人口统计学信息(同研究 1)。

3.3 结果与讨论

首先借助配对样本(N = 210)t 检验，考察实验干预前被试是否低估了他人的生育态度，结果与研究 1 保持一致($M_{他人}$ = 1.66, $SD_{他人}$ = 0.51; $M_{自身}$ = 1.80, $SD_{自身}$ = 0.57; t(209) = –3.12, p = 0.002, d = –0.22, 95%CI [–0.22, –0.05])，这再次验证了假设 1。其次确保分组的随机性，针对提示低估组(n = 105, $M_{他人}$ = 1.66, $SD_{他人}$ = 0.53; $M_{自身}$ = 1.79, $SD_{自身}$ = 0.51)和提示高估组(n = 105, $M_{他人}$ = 1.67, $SD_{他人}$ = 0.49; $M_{自身}$ = 1.80, $SD_{自身}$ = 0.63)操纵前的生育态度进行独立样本 t 检验，结果显示，不论是自身的理想子女数(t(208) = –0.12，p = 0.904, BF_{01} = 6.60)，还是对他人理想子女数的估计(t(208) = –0.13, p = 0.893, BF_{01} = 6.59)，两组被试均不存在显著差异，用 JASP0.14.1 计算了相应的贝叶斯因子，有中等程度的证据支持零假设(胡传鹏等, 2018)。接着，进行操纵有效性检验，结果显示：实验干预使得提示低估组被试对他人生育态度的估计有了显著的提升(M = 2.60, SD = 0.78; t(104) = 13.45, p < 0.001, d = 1.31, 95%CI [0.80, 1.08])，提示高估组则恰好相反(M = 1.04, SD = 0.65; t(104) = –11.18, p < 0.001, d = –1.09, 95%CI [–0.74, –0.52])，总体来说，干预后提示低估组被试对他人生育态度的估计显著高于提示高估组(t(201.42) = 15.78, p < 0.001, d = 2.18, 95%CI [1.37, 1.76])。

针对提示低估组和提示高估组的生育意愿进行独立样本 t 检验，结果显示，提示低估组(M = 3.97, SD = 0.86)的生育意愿显著高于提示高估组(M = 3.65, SD = 1.05) (t(200.26) = 2.36, p = 0.019, d = 0.33, 95%CI [0.05, 0.58])。这也在一定程度上说明对他人生育态度的估计与自身生育意愿之间存在因果关系，即个体对他人生育态度的估计越悲观，自身的生育意愿也就越低，假设 2 得到了进一步的验证。以实验干预后对他人生育态度的估计为预测变量，以生育意愿为结果变量，在控制了性别、年龄、教育程度等 7 个控制变量后(同研究 1)，结果仍然显示，对他人生育态度的估计能够正向预测个体的生育意愿(β = 0.18, B = 0.17, SE = 0.06, t = 2.81, p = 0.005, 95%CI [0.05, 0.29])。最后，我们进一步检验了提示类型是否能够通过改变被试对他人生育态度的估计从而影响自身的生育意愿。以提示类型为预测变量(提示低估组 = 1；提示高估组 = 2)，提示后被试对他人生育态度的估计为中介变量，生育意愿为结果变量，同时在模型中纳入上述控制变量，在 stata 16.0 中使用 sgmediation 命令进行了中介效应分析(Bootstrap N = 5000)，结果显示：总效应(effect = –0.26, SE = 0.13, 95%CI [–0.51, –0.01])与间接效应(effect = –0.27, SE = 0.14, 95%CI [–0.54, –0.01])均显著为负，但直接效应不显著(effect

= –0.01, SE = 0.17, 95%CI [–0.32, 0.35])，即告知被试其高估了他人的生育态度可以通过降低对他人生育态度的估计，从而降低生育意愿。

4 研究 2b

根据以往研究(陈思静等, 2021; Chen et al., 2022)，对他人态度和行为的感知可能在不同程度上影响自身行为(意向)。研究 2a 为他人生育态度感知对自身生育意愿的影响提供了实验证据，研究 2b 则考察他人生育行为感知对生育意愿是否也有类似的影响，从而提高本文结论的稳健性和普遍性。

4.1 被试、设计、变量与程序

研究 2b 和研究 2a 基本类似，除了我们不再让被试报告自身和其他被试的理想子女数，而是代之以对中国在 2021 年至 2022 年期间总和生育率变化的估计(估计范围：从–100%到100%)，以此作为他人生育行为感知的代理变量。研究 2b 的被试为 210 名未生育被试，通过“问卷星”平台在 2023 年 6 月 19 日至 6 月 21 日期间招募，被试年龄平均年龄 M = 23.02，SD = 2.48，女性占 67.62%。

4.2 结果与讨论

首先借助单样本(N = 210)t 检验，考察实验干预前被试是否低估了他人生育行为，结果与研究 1 保持一致(M = –13.47, SD = 17.84; t(209) = –5.25, p < 0.001, d = –0.36, 95%CI [–8.89, –4.04])，这再次验证了假设 1。其次确保分组的随机性，针对提示低估组(n = 105, M = –14.68, SD = 20.21)和提示高估组(n = 105, M = –12.26, SD = 15.11)操纵前的他人生育行为估计进行独立样本 t 检验，结果显示，两组被试不存在显著差异(t(192.61) = –0.98, p = 0.327, BF_{01} = 4.23)，用 JASP0.14.1 计算了相应的贝叶斯因子，有中等程度的证据支持零假设(胡传鹏等, 2018)。接着，进行操纵有效性检验，结果显示：实验干预使得提示低估组被试所估计的他人生育行为有了显著提升(M = 4.70, SD = 23.11; t(104) = 11.26, p < 0.001, d = 1.10, 95%CI [15.97, 22.79])，提示高估组则恰好相反(M = –24.62, SD = 20.99; t(104) = –10.01, p < 0.001, d = –0.98, 95%CI [–14.81, –9.91])，总体来说，干预后提示低估组被试对他人生育行为的估计显著高于提示高估组(t(208) = 9.63, p < 0.001, d = 1.33, 95%CI [23.32, 35.33])。

针对提示低估组和提示高估组的生育意愿进行独立样本 t 检验，结果显示，提示低估组(M = 3.89, SD = 0.90)的生育意愿显著高于提示高估组(M = 3.60, SD = 1.11) (t(199.64) = 2.10, p = 0.037, d = 0.29, 95%CI [0.02, 0.57])。这也在一定程度上说明对他人生育行为的估计与自身生育意愿之间存在因果关系，即个体对他人生育行为的估计越低，自身的生育意愿也就越低，假设 2 得到了更为充分的验证。以实验干预后对总和生育率变化幅度的估计为预测变量，以生育意愿为结果变量，在控制了性别、年龄、教育程度等 8 个控制变量后(由于存在婚恋状况为离异的被试，因而增加了 1 个虚拟变量)，结果仍然显示，对他人生育行为的估计能够正向预测个体的生育意愿(β = 0.30, B = 0.01, SE = 0.002, t = 4.72, p < 0.001, 95%CI [0.01, 0.02])。

最后，我们进一步检验了提示类型是否能够通过改变被试对他人生育行为的估计从而影响自身的生育意愿。以提示类型为预测变量(提示低估组 = 1；提示高估组 = 2)，提示后被试对他人生育行为的估计为中介变量，生育意愿为结果变量，同时在模型中纳入上述控制变量，在 stata 16.0 中使用 sgmediation 命令进行了中介效应分析(Bootstrap N = 5000)，结果显示：总效应(effect = –0.27, SE = 0.13, 95%CI [–0.51, –0.01])与间接效应(effect = –0.34, SE = 0.10, 95%CI [–0.55, –0.17])均显著为负，但直接效应不显著(effect = –0.08, SE = 0.16, 95%CI [–0.22, 0.40])，即告知被试其高估了他人的生育行为可以通过降低对他人生育行为的估计，从而降低生育意愿。

5 研究 3

研究 3 则旨在考察主体间认知-生育意愿这种关系背后的心理机制，为此我们引入两个中介变量——责任感知和生育效能，并检验了“对他人生育态度/行为的估计→责任感知/生育效能→生育意愿”这一中介模型。

5.1 被试

我们通过在线网络平台“见数”进行了 3 轮次的追踪调查，每轮调查的间隔时间为两周，具体的问卷发放时间分别为 2023 年 7 月 22 日、8 月 5 日和 8 月 19 日。第 1 轮共发放 300 份问卷，剔除不符合年龄要求和未能完全通过注意力检验(1. 以下哪个城市是中国首都？2. 今天是星期几？)的被试后，最终得到有效问卷 285 份。随后每轮调查仅针对上轮调查中的有效被试，第 2 轮和第 3 轮调查分别得到有效问卷 242 份和 220 份。220 名完整接受了调查的被试平均年龄 M = 23.51，SD = 2.62，其中女性被试占 66.36%。采用 G*Power 3.1 进行的事后敏感性分析表明，以多元回归(包含预测变量 2 个、中介变量 2 个和控制变量 12 个)进行计算，在显著性水平 α = 0.05，功效为 95%的情况下，最终样本可检测到的效应量为 f^2 = 0.14。

5.2 变量和程序

研究 3 的预测变量为个体对于他人生育态度和生育行为的估计，结果变量为生育意愿，测量方式与研究 1 一致。中介变量包括责任感知和生育效能。前者在编制过程中参考了 Wu 和 Yang(2018)以及 Reese 和 Jacob(2015)对于环境责任的测量，共计 6 个题项，例如“生育子女是我需要承担的家庭责任”，“生育子女是我应当承担的社会责任”，计分范围为“1 = 完全不同意；7 = 完全同意”。后者则改编自一般自我效能量表(the general self-efficacy scale, GSE) (Schwarzer & Jerusalem, 1995)，典型题项包括“只要我付出努力，就可以解决生育子女过程中的大多数问题”和“我认为自己可以胜任养育孩子的任务”，计分范围为“1 = 完全不同意；4 = 完全同意”。取各自的平均分作为责任感知和生育效能的指标，分值越高，说明责任感知/生育效能越强烈。详见补充材料。此外，考虑到生育文献对收入、住房等社会经济因素的高度关注(如:王军, 王广州, 2016; Adsera, 2011; Hanappi et al., 2017; Vignoli et al.,

2013)，我们在研究 1 控制变量的基础上增加了被试对于自身收入、工作/受教育情况、住房条件、健康状况，以及婚姻状况的控制感，计分范围为“1 = 完全无法控制；5 = 完全可以控制”。我们希望明确：(1)上述因素是否能够影响 Z 世代青年的生育意愿；(2)在控制这些潜在影响因素后，对他人生育态度/行为的估计是否仍然能够显著影响自身的生育意愿。参考 Restubog 等(2011)和 van Zoonen 等(2023)的研究，我们在第 1 轮调查中测量了控制变量和预测变量，第 2 轮调查中测量了中介变量，在第 3 轮调查中测量了结果变量。这种方法可以在一定程度上减小共同方法偏差问题(姜平, 张丽华, 2021)。

5.3 结果和讨论

5.3.1 初步分析

首先考察追踪调查中被试流失的随机性。以被试是否完整接受调查为结果变量(1 = 完整接受 3 轮调查；0 = 仅接受第 1 轮调查)，以第 1 轮调查测量的理想子女数(自身)、理想子女数(他人)、总和生育率变化幅度这 3 个关键变量，以及人口统计学变量和控制感为预测变量，进行二元 logistic 回归。结果显示，3 个关键变量的回归系数均不显著(ps = 0.345~0.748)，人口统计学变量和控制感的回归系数也不显著(ps = 0.052~0.844)。这在很大程度上表明被试的流失是随机的，不会对研究结果产生显著影响。

接着针对责任感知和生育效能量表进行因子分析，具体步骤如下。第一，对上述量表进行探索性因子分析。责任感知和生育效能量表的 KMO 值分别为 0.914 和 0.908，Bartletts 球形检验结果显著(责任感知: $\chi^2 = 1696.00$, $df = 15$, $p < 0.001$; 生育效能: $\chi^2 = 858.46$, $df = 15$, $p < 0.001$)，表明研究 3 的责任感知和生育效能量表适合进行因子分析。因子分析的结果显示，上述两个量表均包含 1 个特征值大于 1 的因子，分别可解释 84.58%和 68.01%的变异，且因子载荷均大于 0.74。第二，使用 Mplus 8.3 进行验证性因子分析。参考焦丽颖等(2019)的做法，借助修正指数进行模型修订：如表 4 所示，(1)在删除第 3 个题项“为我的家庭传宗接代，是我必须承担的责任”和第 6 个题项“生小孩是每个健康的成年人都应该承担的社会责任”后，责任感知量表结构效度良好；(2)生育效能量表结构效度良好，无需修订。第三，对修订后的量表进行信度分析，结果显示：不论是责任感知量表(Cronbach’s α = 0.95)还是生育效能量表(Cronbach’s α = 0.91)，均具有较高的内部一致性，且责任感知和生育效能的相关系数显著为正，详见表 5。上述结果说明研究 3 最终使用的责任感知和生育效能量表拥有较高的信效度水平，符合心理测量学的要求。

表 4 责任感知和生育效能量表修订前后的模型拟合指数

变量		χ^2	df	χ^2/df	CFI	TLI	RMSEA	SRMR
责任感知	修订前	61.69	9	6.85	0.969	0.949	0.156	0.018
	修订后	1.36	2	0.68	1.000	1.002	< 0.001	0.004
生育效能	无需修订	14.85	9	1.65	0.993	0.989	0.052	0.019

最后对研究 3 拟使用的量表进行共同方法偏差检验。具体而言，参考范兴华等(2018)和王丹等(2022)的研究，我们通过比较单因子模型(方法因子)和四因子模型(生育意愿、责任感知、生育效能和控制感)的拟合指数来判断是否存在明显的共同方法偏差问题。结果显示，四因子模型($\chi^2 = 282.81$, $df = 183$, $\chi^2/df = 1.55$, CFI = 0.973, TLI = 0.969, RMSEA = 0.050, SRMR = 0.055)的拟合指数显著优于单因子模型($\chi^2 = 1045.34$, $df = 189$, $\chi^2/df = 5.53$, CFI = 0.769, TLI = 0.743, RMSEA = 0.144, SRMR = 0.090) ($\Delta\chi^2 = 762.53$, $\Delta df = 6$, $p < 0.001$)，可认为不存在明显的共同方法偏差问题。

5.3.2 正式分析

研究 3 中主要变量的描述性统计与相关系数如表 5 所示，其中相关系数的置信区间通过 Bootstrap 抽样 5000 次得到。

表 5 研究 3 主要变量的描述性统计与相关系数

变量	*M*	*SD*	1	2	3	4	5
1 理想子女数(自身)	1.72	0.61					
2 理想子女数(他人)	1.61	0.65	0.47^{***} [0.34, 0.59]				
3 总和生育率变化幅度	–14.58	18.39	0.23^{***} [0.11, 0.35]	0.16^{*} [0.02, 0.29]			
4 责任感知	3.72	1.72	0.41^{***} [0.29, 0.51]	0.24^{***} [0.10, 0.36]	0.27^{***} [0.15, 0.39]		
5 生育效能	2.74	0.73	0.31^{***} [0.15, 0.45]	0.29^{***} [0.15, 0.43]	0.27^{***} [0.16, 0.38]	0.71^{***} [0.63, 0.78]	
6 生育意愿	3.60	1.13	0.38^{***} [0.23, 0.52]	0.23^{***} [0.08, 0.38]	0.25^{***} [0.13, 0.37]	0.73^{***} [0.66, 0.79]	0.77^{***} [0.69, 0.83]

注：$N = 220$；$^{*}p < 0.05$，$^{***}p < 0.001$。

首先检验被试是否仍然低估了他人的生育态度和生育行为。配对样本($N = 220$)*t* 检验显示，被试对他人理想子女数的估计($M = 1.61$, $SD = 0.65$)显著低于他人实际的理想子女数($M = 1.72$, $SD = 0.61$) ($t(219) = –2.60$, $p = 0.010$, $d = –0.18$, 95%CI [–0.20, –0.03])，即个体低估了同龄人实际的生育态度。单样本($N = 220$)*t* 检验的结果则显示，被试对总和生育率变化幅度的估计($M = –14.58$, $SD = 18.39$)显著低于实际的变化幅度($t(219) = –6.11$, $p < 0.001$, $d = –0.41$, 95%CI [–10.02, –5.13])，即被试在一定程度上低估了育龄妇女的生育行为。上述结果与研究 1、研究 2a 以及研究 2b 保持一致。

接着，借助逐步回归检验“对他人生育态度/行为的估计→责任感知/生育效能→生育意愿”这一中介模型。表 6 展示了回归模型的主要回归系数。结果显示，在控制潜在混淆因素后：(1)对他人生育态度($\beta = 0.19$, $B = 0.33$, $SE = 0.10$, $t = 3.26$, $p = 0.001$, 95%CI [0.13, 0.53])和行为($\beta = 0.18$, $B = 0.01$, $SE = 0.004$, $t = 3.05$, $p = 0.003$, 95%CI [0.004, 0.02])的估计仍然显著正向预测自身的生育意愿，这与研究 1 保持一致；(2)对他人生育态度的估计越积极，个体对于生育子女的责任感知($\beta = 0.16$, $B = 0.43$, $SE = 0.15$, $t = 2.96$, $p = 0.003$, 95%CI [0.14, 0.72])和生育效能($\beta = 0.25$, $B = 0.28$, $SE = 0.07$, $t = 4.21$, $p < 0.001$, 95%CI [0.15, 0.41])也越高；(3)对他人

生育行为的估计同样和责任感知(β = 0.18, B = 0.02, SE = 0.01, t = 3.24, p = 0.001, 95%CI [0.01, 0.03])以及生育效能(β = 0.18, B = 0.01, SE = 0.002, t = 3.04, p = 0.003, 95%CI [0.003, 0.01])之间存在显著正相关；(4)当我们在回归模型中同时加入预测变量和中介变量后，仅中介变量责任感知(β = 0.37, B = 0.24, SE = 0.04, t = 6.00, p < 0.001, 95%CI [0.16, 0.32])和生育效能(β = 0.48, B = 0.75, SE = 0.09, t = 8.37, p < 0.001, 95%CI [0.57, 0.93])的回归系数显著为正，预测变量的回归系数则不再显著。这也意味着责任感知和生育效能在上述模型中起到了主要的中介作用。我们在补充材料表 S4 中详细报告了 M1~M4 中控制变量的回归结果，其中一个最重要的发现是个体对于自身收入状况、工作或受教育情况、住房条件、健康状况、婚姻状况的控制感和 Z 世代群体的生育意愿之间并无明显关系。这一发现似乎有悖于直觉，我们将在总讨论中详细讨论这一问题。

表 6 逐步回归对责任感知和生育效能的中介效应检验

模型	结果变量	预测变量	β	t	LLCI	ULCI
M1	生育意愿	理想子女数(他人)	0.19**	3.26	0.13	0.53
		总和生育率变化幅度	0.18**	3.05	0.004	0.02
M2	责任感知	理想子女数(他人)	0.16**	2.96	0.14	0.72
		总和生育率变化幅度	0.18**	3.24	0.01	0.03
M3	生育效能	理想子女数(他人)	0.25***	4.21	0.15	0.41
		总和生育率变化幅度	0.18**	3.04	0.003	0.01
M4	生育意愿	理想子女数(他人)	0.01	0.27	–0.12	0.16
		总和生育率变化幅度	0.03	0.64	–0.003	0.01
		责任感知	0.37***	6.00	0.16	0.32
		生育效能	0.48***	8.37	0.57	0.93

注：** p < 0.01，*** p < 0.001。

我们借助 Mplus8.3 计算了上述模型的中介效应(Bootstrap N = 5000)，并对包含控制感/不包含控制感的中介模型的拟合指数进行了对比。其中责任感知、生育效能和生育意愿均为潜变量。结果显示，不含控制感的中介模型(χ^2 = 296.30, df = 218, χ^2/df = 1.36, CFI = 0.978, TLI = 0.974, RMSEA = 0.040, SRMR = 0.032)在拟合指数上显著优于包含控制感的模型(χ^2 = 489.12, df = 284, χ^2/df = 1.72, CFI = 0.944, TLI = 0.933, RMSEA = 0.057, SRMR = 0.093) ($\Delta\chi^2$ = 192.82, Δdf = 66, p < 0.001)。这再次说明了控制感并非生育意愿的有效预测因子。表 7 呈现了在不包含控制感的模型中，总效应、直接效应和间接效应的占比情况(标准化后)；图 1 则展示了该模型的标准化路径系数。具体而言：(1)对他人生育态度和行为的估计可对自身生育意愿起到正向预测作用，两者的总效应大致相等，且均可通过责任感知和生育效能影响自身的生育意愿；(2)在“生育态度(他人)→责任感知/生育效能→生育意愿”的路径中，责任感知的间接效应占总效应 27.66%，生育效能的间接效应占比则为 69.15%；(3)在“生育行为(他人)→责任感知/生育效能→生育意愿”的路径中，责任感知和生育效能的间接效应占比分别

为 38.14%和 59.79%。上述结果意味着，对他人生育态度/行为的低估主要是通过降低个体的生育效能来抑制生育意愿，尽管责任感知的作用也不容忽视。

表 7 总效应、直接效应和间接效应占比情况

预测变量	效应类型	Effect	*SE*	LLCI	ULCI
生育态度(他人)	直接效应	0.005	0.04	–0.07	0.08
(0.19**)	间接效应(责任感知)	0.05*	0.02	0.02	0.09
	间接效应(生育效能)	0.13**	0.04	0.07	0.20
生育行为(他人)	直接效应	0.004	0.04	–0.06	0.07
(0.19***)	间接效应(责任感知)	0.07**	0.03	0.03	0.12
	间接效应(生育效能)	0.12**	0.04	0.06	0.18

注：生育态度(他人)是指对他人理想子女数的估计，生育行为(他人)是指对总和生育率变化幅度的估计；预测变量括号下方的数值为该路径的总效应；* $p < 0.05$，** $p < 0.01$，*** $p < 0.001$。

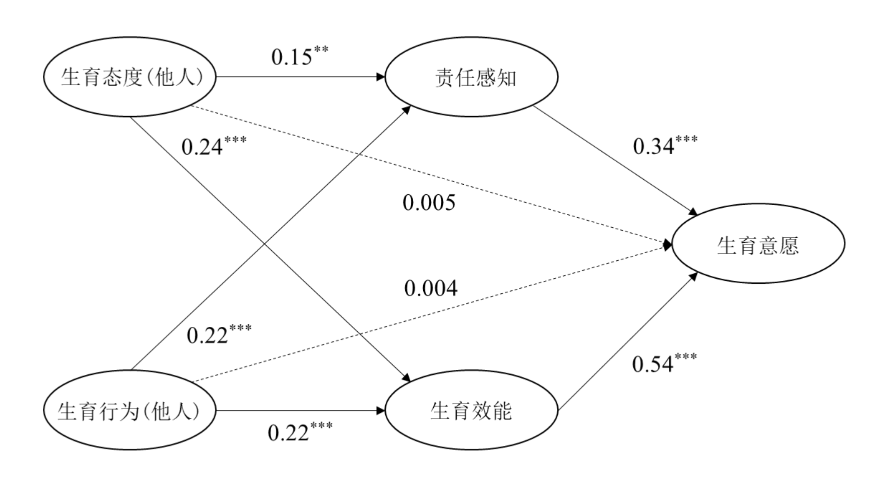


图 1 中介模型的路径系数

注：虚线表示路径系数不显著；** $p < 0.01$，*** $p < 0.001$。

6 研究 4

虽然本文对生育态度和生育行为的测量方式在四项研究中均保持一致，但这些研究开展时间不同，样本量与被试平均年龄等也存在差异。因此我们借助单文章元分析对下列核心发现进行稳健性检验(McShane & Böckenholt, 2017)，结果显示：(1)就被试对他人生育态度和行为的估计而言，合并后的效应量 d 分别为–0.18(95%CI [–0.23, –0.13], $z = –6.47$, $p < 0.001$])和–0.33(95%CI [–0.44, –0.22], $z = –5.87$, $p < 0.001$])，这意味着总体而言被试低估了同龄人的生育态度以及育龄妇女的生育行为，而根据 Cohen(1988)提出的标准，即 $d = 0.20$ 表示小效应量，$d = 0.50$ 表示中等效应量，$d = 0.80$ 表示大效应量，个体对他人生育态度的低估属于小效应量，而对他人生育行为的低估则位于小效应量和中等效应量之间。这一结果表明，对于本文涉及的 1544 名 Z 世代青年而言，他们虽然显著低估了同龄人的生育态度与生育行为，但这种低估相对较小(尤其是对生育态度的低估，其效应量的绝对值小于 0.20 的小效应量)。

如果可以在这种低估进一步扩大之前采取相应的措施加以控制，或许能够很大程度上减缓生育意愿的下降趋势。(2)对他人生育态度($\beta = 0.16$, 95%CI [0.11, 0.21], $z = 6.23$, $p < 0.001$])和生育行为($\beta = 0.20$, 95%CI [0.15, 0.25], $z = 7.88$, $p < 0.001$])的估计与自身生育意愿之间的标准回归系数显著为正，这说明低估他人的生育态度和行为会降低自身的生育意愿，根据 Peterson 和 Brown(2005)给出的效应量转换公式将上述标准回归系数 β 转换为 r 值，得到生育态度和生育行为的效应量 r 分别为 0.21 和 0.25，均位于小效应量和中等效应量之间(小效应量: $r = 0.10$; 中等效应量: $r = 0.30$; 大效应量: $r = 0.50$) (Cohen, 1988)。上述结果意味着本文的核心结论具有较高的稳健性。

7 总讨论

宋健和郑航(2021)指出，近年来随着生育政策的放宽，生育自主权已逐步回归家庭和个体，然而生育水平却依然偏低，如何解释这一现象成为了社会科学研究中的热点和难点问题。不同于主要关注客观因素的现有研究，本文从社会认知取向出发，立足于社交影响理论探讨了未生育个体对社会生育氛围的感知是否在一定程度上抑制了自身的生育意愿，从而导致低生育氛围的进一步形成。本文的五个研究为上述推测提供了较为稳健的肯定性证据。本文分析表明，尽管目前中国的生育水平已经偏低，但人们的感知比现实更为悲观，即人们不仅低估了中国总和生育率的变化，也对同龄人的生育态度持消极看法，而这两个因素又反过来抑制了人们自身的生育意愿，从而形成了恶性循环。这在一定程度上回应了包括宋健和郑航(2021)在内的人口学者的疑问。对潜在心理机制的分析表明，对他人生育态度/行为的低估一方面削弱了个体有关生育的效能感(我能做到吗？)，另一方面也降低了是否应该将生育作为一种责任来承担的感知(我必须这么做吗？)。两个因素相结合可以较好地解释为什么对生育氛围的错误认知抑制了自身的生育意愿。

尽管有研究者开始注意到心理因素在生育决策中的影响(如: 万丰华, 陈思静, 印刷中; 耿晓伟等, 2020; 邢采等, 2019)，现有研究的焦点仍然集中在性别、收入、教育、家庭环境、经济政策、社会结构等宏微观客观因素上(如: 靳永爱等, 2016; 马志越, 王金营, 2020; 宋健, 郑航, 2021; 王军, 王广州, 2016; 吴莹等, 2016; 张晓青等, 2016; Adsera, 2011; Ciritel et al., 2019; Novelli et al., 2021)，这些研究一方面极大地加深了我们对生育决策及其影响因素的了解，但另一方面，即便我们对这些因素有了充分的认识，像家庭环境、社会结构等因素仍然很难在短期内改变，遑论性别、年龄等无法干预的个体生理因素。相反，基于社会认知视角的研究可为政策干预提供一种切实可行且成本低廉的切入点。事实上，通过纠正个体的偏差性认知从而促使个体行为朝着有益方向改变是规范心理学中的一个研究热点，并且研究者已发展出一套相对成熟的干预策略(Perkins, 2003)，即社会规范方法(social norms approach)。社会规范方法的理论前提是人们对他人行为/态度的主体间认知通常表现出系统性偏差，而这种偏差对人们的行为产生了消极影响；通过向人们提供有关他人行为/态度的正确信息有助

于改变人们的认知偏差从而对行为产生积极影响(Blanton et al., 2008)。本文结果显示，人们确实对他人的生育态度/行为持有错误认知，这意味着社会规范方法同样可应用于对生育意愿的干预。有大量实践性研究证实了这一干预策略的有效性(Allcott, 2011; Ferraro & Price, 2013)。需说明的是，目前社会规范方法的应用主要集中于亲环境行为和健康行为，但也有越来越多的学者尝试将这种方法推广至其他领域，例如，陈思静等(2021)发现恰当运用社会规范方法可有效减少人们在外出就餐中的食物浪费；Bursztyn 等(2020)在沙特开展的研究显示，社会规范方法可提高伊斯兰社会对女性外出工作的支持度，并且这种影响可持续相当长时间。尽管本文并未开展干预性研究，但本文结果表明，生育意愿是符合实施社会规范方法的前提条件的，而有关这一方法的众多研究结论也让我们在一定程度上对这一方法提升生育意愿的效果持乐观态度。

社会规范方法的核心手段是向目标群体提供有关他人行为/态度的准确信息，研究者设计了两种方法来实现这一目标：一种是由权威部门自上而下地向目标群体展示某种规范性信息，如美国北达科他州立大学的校园反酒精运动曾采用这种方法向学生表明酗酒并没有大家所认为的那样普遍和受欢迎(Blanton et al., 2008)；另一种方法则是通过规范性对话让目标群体在与相似他人的对话中了解真实信息(Prentice & Miller, 1993; Shank et al., 2019)。这两种方法均能有效改变目标群体的行为。就生育意愿而言，政策制定者可通过合理的方法来广泛调查中国民众的生育态度/行为，并通过权威媒体发布调查结果，本文结果显示，这将有助于改变人们对生育氛围过度悲观的感知，从而提升自身生育意愿。尤其需要注意的是社交媒体中可能存在的信息茧房(Cinelli, 2021)，当然，即便不考虑生育水平问题，打击社交媒体中的虚假信息也已成为一个全球性问题(van Lange & Rand, 2022)；在社交媒体中过度渲染“生育焦虑”或“生育恐慌”尽管可能并不属于虚假信息，但大量此类信息会形成信息茧房，从而扭曲人们对他人生育态度/行为的认知，而这种错误认知将对自身的生育决策产生显著的消极影响。因此，更科学、有效地管理社交媒体信息不仅有助于打造“清朗网络环境”，还可在一定程度上纠正人们对生育氛围的过度悲观感知。另一个方法是政府部门可不定期组织未生育群体与已生育群体的交流会，正如 Schroeder 和 Prentice(1998)对酗酒的研究以及 Shank 等(2019)对合作的研究所证实的那样，规范性对话这种简单的方法往往可以产生良好的结果。

本文的另一发现是人们对健康、收入、婚姻、工作和住房等方面的控制感并不能预测人们的生育意愿，这似乎有悖于现有研究，例如 Adsera(2011)、Vignoli 等(2013)以及 Hanappi 等(2017)均发现就业形势、失业风险感知、预期收入和住房条件均能影响生育意愿。如何理解这一矛盾？我们提出了两种解释。第一种解释可能和被试有关。本文主要通过在线平台招募被试，而有研究者指出此类被试的社会经济地位往往偏高(陈思静等, 2022)，这可能导致控制感的变异太小，无法对结果变量产生显著影响。第二种解释是经过了多年严格的计划生育政策，少生可能已经成为一种被广为接受的社会规范，低生育水平和收入、就业形势等社会经济因素之间的关联可能并没有我们所想象的那么紧密。有一定证据支持这一解释：中国

人口学会副会长原新在“人口高质量发展支撑中国式现代化”学术研讨会上指出，影响年轻人生育意愿的关键因素是文化观念而非生活成本；杨宝琰和吴霜(2021)的研究同样表明，70后到 90 后的生育价值观正逐渐由“生育成本约束”转变为“幸福价值导向”。当然，我们绝非质疑改善居民收入、保障更公平分配等经济政策对提升生育水平的积极作用，而是指出，仅仅依靠经济端发力可能不足以在当前中国社会中产生理想效果，配合其他成本更为低廉的社会政策如纠正人们对生育氛围的感知、促进未生育群体与已生育群体之间的交流或能收事半功倍之效。

尽管取得了若干有意义的结果，本文仍然存在不足和局限。首先，本文在检验心理机制时采用了测量中介变量的设计(measurement-of-mediation design)，尽管它也能为我们理解变量之间的关系提供宝贵信息(Shrout & Bolger, 2002)，但无法在中介变量与自变量及因变量之间建立确定的因果关系(Bullock & Green, 2021)，因而未来研究可采用实验因果链设计(experimental-causal-chain design)或内隐中介分析(implicit-mediation analysis)来验证本文结论(Spencer et al., 2015)，这将极大地提升我们对生育意愿影响因素及心理机制的理解。其次，本文结论主要基于 Z 世代中的未生育个体，因此，在将本文结论推广至其他群体时仍需谨慎，在背景更为多样化的群体中验证本文发现将有助于提升其说服力。第三，尽管本文探讨了主体间认知影响生育意愿的潜在机制，但人们为什么以及如何发展出系统性的偏差认知仍是一个开放性问题。Dempsey 等(2018)提出了若干解释，包括基本归因谬误(fundamental attribution error)、虚假一致性(false consensus)和人众无知(pluralistic ignorance)，上述解释是否同样可应用于生育领域以及哪一种解释最为合适？这仍需未来研究者进一步探索。最后，需要说明的是，我们在研究 1 中得到了若干关于已生育群体的结果，例如已生育群体高估了同龄人的生育态度和育龄人群的生育行为，且针对育龄人群生育行为的高估会进一步增加已生育群体生育二孩乃至三孩的生育意愿，这大致与目前的社会现状相符合。但由于研究 1 仅含 169 名已生育被试，且我们没有在后续研究中继续招募已生育被试，因而上述结论只能作为一个探索性分析。未来研究可以在此基础上进一步探究已生育和未生育群体之间的差异，以及造成这种差异的内在机制，这具有重要的理论与现实意义。

参考文献

Adsera, A. (2011). Where are the babies? Labor market conditions and fertility in Europe. *European Journal of Population*, *27*, 1–32.

Allcott, H. (2011). Social norms and energy conservation. *Journal of public Economics*, *95*(9-10), 1082–1095.

Asch, S. E. (1955). Opinions and social pressure. *Scientific American*, *193*(5), 31–35.

Ajzen, I. (1991). The theory of planned behavior. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, *50*(2), 179–211.

Balbo, N., & Barban, N. (2014). Does fertility behavior spread among friends? *American Sociological Review*, *79*(3), 412–431.

Bandura, A. (1977). Self-efficacy: Toward a unifying theory of behavioral change. *Psychological Review*, *84*(2), 191–215.

Becker, G. S., & Lewis, H. G. (1973). On the interaction between the quantity and quality of children. *Journal of political Economy*, *81*(2), S279–S288.

Berry-Cabán, C. S., Orchowski, L. M., Wimsatt, M., Winstead, T. L., Klaric, J., Prisock, K., ... & Kazemi, D. (2020). Perceived and collective norms associated with sexual violence among male soldiers. *Journal of Family Violence*, *35*, 339–347.

Blanton, H., Köblitz, A., & McCaul, K. D. (2008). Misperceptions about norm misperceptions: Descriptive, injunctive, and affective 'social norming' efforts to change health behaviors. *Social and Personality Psychology Compass*, *2*(3), 1379–1399.

Bullock, J. G., & Green, D. P. (2021). The failings of conventional mediation analysis and a design-based alternative. *Advances in Methods and Practices in Psychological Science*, *4*(4), 25152459211047227.

Bursztyn, L., González, A. L., & Yanagizawa-Drott, D. (2020). Misperceived social norms: Women working outside the home in Saudi Arabia. *American Economic Review*, *110*(10), 2997–3029.

Caldwell, J. C. (2005). On net intergenerational wealth flows: An update. *Population and Development Review*, *31*(4), 721–740.

Chen, S. J., Pu, X. L., Zhu, Y., Wang, H., & Liu, J. W. (2021). The impact of normative misperception on food waste in dining out: Mechanism analyses and countermeasures. *Acta Psychologica Sinica*, *53*(8), 904–918.

[陈思静, 濮雪丽, 朱玥, 汪昊, 刘建伟. (2021). 规范错觉对外出就餐中食物浪费的影响: 心理机制与应对策略. *心理学报*, *53*(8), 904–918.]

Chen, S. J., Yang, S. S., Wang, H., & Wan, F. H. (2022). Subjective social class positively predicts altruistic punishment. *Acta Psychologica Sinica*, *54*(12), 1548–1561.

[陈思静, 杨莎莎, 汪昊, 万丰华. (2022). 主观社会阶层正向预测利他性惩罚. *心理学报*, *54*(12), 1548–1561.]

Chen, S., Liu, J., & Hu, H. (2021). A norm-based conditional process model of the negative impact of optimistic bias on self-protection behaviors during the COVID-19 pandemic in three Chinese cities. *Frontiers in Psychology*, *12*, 659218.

Chen, S., Wan, F., & Yang, S. (2022). Normative misperceptions regarding pro-environmental behavior: Mediating roles of outcome efficacy and problem awareness. *Journal of Environmental Psychology*, *84*, 101917.

Chen, S., Yang, S., & Chen, H. (2023). Nonmonotonic effects of subjective social class on pro-environmental engagement. *Journal of Environmental Psychology*, 90, 102098.

Chen, W., & Zhang, L. L. (2015). A reassessment of China's recent fertility. *Population Research*, *39*(2), 32–39.

[陈卫, 张玲玲. (2015). 中国近期生育率的再估计. *人口研究*, *39*(2), 32–39.]

Cialdini, R. B., Kallgren, C. A., & Reno, R. R. (1991). A focus theory of normative conduct: A theoretical refinement and reevaluation of the role of norms in human behavior. *Advances in Experimental Social Psychology*, *24*, 201─234.

Chiu, C. Y., Gelfand, M. J., Yamagishi, T., Shteynberg, G., & Wan, C. (2010). Intersubjective culture: The role of intersubjective perceptions in cross-cultural research. *Perspectives on Psychological Science*, *5*(4), 482–493.

Chiu, C. Y., Morris, M. W., Hong, Y. Y., & Menon, T. (2000). Motivated cultural cognition: the impact of implicit cultural theories on dispositional attribution varies as a function of need for closure. *Journal of Personality and Social Psychology*, *78*(2), 247–259.

Cinelli, M., De Francisci Morales, G., Galeazzi, A., Quattrociocchi, W., & Starnini, M. (2021). The echo chamber effect on social media. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, *118*(9), e2023301118.

Ciritel, A. A., De Rose, A., & Arezzo, M. F. (2019). Childbearing intentions in a low fertility context: The case of Romania. *Genus*, *75*, 4.

Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences*. Hillsdale, NJ: Erlbaum.

Dempsey, R. C., McAlaney, J., & Bewick, B. M. (2018). A critical appraisal of the social norms approach as an interventional strategy for health-related behavior and attitude change. *Frontiers in Psychology*, *9*, 2180.

Deutsch, M., & Gerard, H. B. (1955). A study of normative and informational social influences upon individual judgment. *Journal of Abnormal and Social Psychology*, *51* (3), 629–636.

Fan, X. H., Fang, X. Y., Huang, Y. S., Chen, F. J., & Yu, S. (2018). The influence mechanism of parental care on depression among left-behind rural children in China: A longitudinal study. *Acta Psychologica Sinica*, *50*(9), 1029–1040.

[范兴华, 方晓义, 黄月胜, 陈锋菊, 余思. (2018). 父母关爱对农村留守儿童抑郁的影响机制:追踪研究. *心理学报*, *50*(9), 1029–1040.]

Faul, F., Erdfelder, E., Lang, A. G., & Buchner, A. (2007). G* Power 3: A flexible statistical power analysis program for the social, behavioral, and biomedical sciences. *Behavior Research Methods*, *39*(2), 175–191.
Feng, X. T. (2017). The fertility desire of Chinese people: How much do we know exactly？*Journal of Social Sciences*, (8), 59–71.
[风笑天. (2017). 当代中国人的生育意愿: 我们实际上知道多少? *社会科学*, (8), 59–71.]
Ferraro, P. J., & Price, M. K. (2013). Using nonpecuniary strategies to influence behavior: Evidence from a large-scale field experiment. *Review of Economics and Statistics*, *95*(1), 64–73.
Fiske, S. T., & Taylor, S. E. (2013). *Social cognition: From brains to culture*. Thousand Oaks, CA: Sage.
Folbre, N. (1994). Children as public goods. *The American Economic Review*, *84*(2), 86–90.
Eriksson, K., Vartanova, I., Strimling, P., & Simpson, B. (2020). Generosity pays: Selfish people have fewer children and earn less money. *Journal of Personality and Social Psychology*, *118*(3), 532–544.
Ganz, G., Neville, F. G., Kassanjee, R., & Ward, C. L. (2020). Parental misperceptions of in-group norms for child discipline. *Journal of Community & Applied Social Psychology*, *30*(6), 628–644.
Geng, X. W., Liu, D., & Niu, Y. H. (2020). Analytical thinking reduces impact bias in affective forecast. *Acta Psychologica Sinica*, *52*(10), 1168–1177.
[耿晓伟, 刘丹, 牛燕华. (2020). 分析思维降低情感预测影响偏差. *心理学报*, *52*(10), 1168–1177.]
Geber, S., Baumann, E., Czerwinski, F., & Klimmt, C. (2021). The effects of social norms among peer groups on risk behavior: A multilevel approach to differentiate perceived and collective norms. *Communication Research*, *48*(3), 319–345.
Graupensperger, S., Lee, C. M., & Larimer, M. E. (2021). Young adults underestimate how well peers adhere to COVID-19 preventive behavioral guidelines. *The Journal of Primary Prevention*, *42*(3), 309–318.
Guo, Z. G. (2013). Why the total fertility rate of 2010 population census is so low? *Chinese Journal of Population Science*, (2), 2–10+126.
[郭志刚. (2013). 中国人口生育水平低在何处——基于六普数据的分析. *中国人口科学*, (2), 2–10+126.]
Guo, Z. G. (2017). The main features of the low fertility process in China: Enlightenment from the results of the national 1% population sampling survey in 2015. *Chinese Journal of Population Science*, (4), 2–14+126.
[郭志刚. (2017). 中国低生育进程的主要特征——2015 年 1%人口抽样调查结果的启示. *中国人口科学*, (4), 2–14+126.]
Habib, R., White, K., & Hoegg, J. (2021). Everybody thinks we should but Nobody does: how combined Injunctive and descriptive norms Motivate organ donor registration. *Journal of Consumer Psychology*, *31*(3), 621–630.
Haines, M., & Spear, S. F. (1996). Changing the perception of the norm: A strategy to decrease binge drinking among college students. *Journal of American College Health*, *45*(3), 134–140.
Hanappi, D., Ryser, V. A., Bernardi, L., & Le Goff, J. M. (2017). Changes in employment uncertainty and the fertility intention-realization link: An analysis based on the Swiss household panel. *European Journal of Population*, *33*, 381–407.
He, D., Zhang, X. Y., Zhuang, Y. E., Wang, Z. L., & Yang, S. H. (2008). China fertility status report, 2006~2016: An analysis based on 2017 China Fertility Survey. *Population Research*, *42*(06), 35–45.
[贺丹, 张许颖, 庄亚儿, 王志理, 杨胜慧. (2018). 2006~2016 年中国生育状况报告——基于 2017 年全国生育状况抽样调查数据分析. *人口研究*, *42*(06), 35–45.]
Hou, J. W., Huang, S. L., Xin, Z. Q., Sun, L., Zhang, H. C., & Dou, D. H. (2014). A Change in the desired fertility of the Chinese population: 1980–2011. *Social Sciences in China*, (4), 78–97.
[侯佳伟, 黄四林, 辛自强, 孙铃, 张红川, 窦东徽. (2014). 中国人口生育意愿变迁: 1980——2011. *中国社会科学*, (4), 78–97.]
Hu, C. P., Kong, X. Z., Wagenmakers, E. J., Ly, A., & Peng, K. P. (2018). The Bayes factor and its implementation in JASP: A practical primer. *Advances in Psychological Science*, *26*(6), 951–965.
[胡传鹏, 孔祥祯, Wagenmakers, E. J., Ly, A., 彭凯平. (2018). 贝叶斯因子及其在 JASP 中的实现. *心理科学进展*, *26*(6), 951–965.]
Huang, J. J. (2023). Contemporary interaction of fertility desires: Influence of ideas and behaviors of siblings. *Journal of Xiamen University (Arts & Social Sciences)*, *73*(3),67–77.
[黄君洁. (2023). 生育意愿的同代互动: 观念和行为的影响. *厦门大学学报(哲学社会科学版)*, *73*(3),67–77.]
Jacobson, R. P., Mortensen, C. R., & Cialdini, R. B. (2011). Bodies obliged and unbound: Differentiated response tendencies for injunctive and descriptive social norms. *Journal of Personality and Social Psychology*, *100*(3), 433–448.
Jiang, P., & Zhang, L. H. (2021). Does conformity lead to gains? The effect of workplace ostracism on performance evaluation from a self-presentational view. *Acta Psychologica Sinica*, *53*(4), 400–412.
[姜平, 张丽华. (2021). 委屈可以求全吗？自我表现视角下职场排斥对个体绩效的影响机制. *心理学报*, *53*(4), 400–412.]
Jiao, L. Y., Yang, Y., Gao, S. Q., Zhang, H. Y. (2019). Good and evil in Chinese culture: Personality structure and connotation. *Acta Psychologica Sinica*, *51*(10), 1128–1142.
[焦丽颖, 杨颖, 许燕, 高树青, 张和云. (2019). 中国人的善与恶: 人格结构与内涵. *心理学报*, *51*(10), 1128–1142.]
Jin, Y. A., Song, J., & Chen, W. (2016). Women’s fertility preference and intention in urban China: An empirical study on the nationwide two-child policy. *Population Research*, *40*(6), 22–37.
[靳永爱, 宋健, 陈卫. (2016). 全面二孩政策背景下中国城市女性的生育偏好与生育计划. *人口研究*, *40*(6), 22–37.]

Kumar, A., & Epley, N. (2022). A little good goes an unexpectedly long way: Underestimating the positive impact of kindness on recipients. *Journal of Experimental Psychology: General*. *152*(1), 236–252.
Lally, P., Bartle, N., & Wardle, J. (2011). Social norms and diet in adolescents. *Appetite*, *57*(3), 623–627.
Larimer, M. E., & Neighbors, C. (2003). Normative misperception and the impact of descriptive and injunctive norms on college student gambling. *Psychology of Addictive Behaviors*, *17*(3), 235–243.
Leibenstein, H. (1957). *Economic backwardness and economic growth: Studies in the theory of economic development.* New York, NY: Wiley & Sons.
Li, T., Zhou, J. Y., Jin, X. Y., Shi, Y. P. (2021). Determinants of social capital: The subjective economic status perspective. *Economic Research Journal*, *56*(1), 191–205
[李涛,周君雅,金星晔, 史宇鹏. (2021). 社会资本的决定因素:基于主观经济地位视角的分析. *经济研究*, *56*(1), 191 - 205.]
Li, W. X., Yang, X. J., & Yang, C. Y. (2021). Child care and the desire to have the second child: An empirical analysis based on the 2017 national fertility survey. *Population Research*, *45*(5), 64–78
[李婉鑫, 杨小军, 杨雪燕. (2021). 儿童照料支持与二孩生育意愿——基于 2017 年全国生育状况抽样调查数据的实证分析. *人口研究*, *45*(5), 64–78.]
Lu, H. Y., Qiu, H. F., & Zheng, Y. F. (2017). Study on the influencing factors on the females' fertility intention for two children. *South China Population*, *32*(3), 55–68.
[卢海阳, 邱航帆, 郑逸芳. (2017). 女性二胎生育意愿的影响因素研究——基于就业性质和养老观念的视角. *南方人口*, *32*(3), 55–68.]
Ma, Z. Y., & Wang, J. Y. (2020). The choice between birth and birth: From birth wishes to birth behavior——— based on the data of the seven national provinces and cities in the country based on the 2017 national fertility survey. *Lanzhou Academic Journal*, (1), 144–156.
[马志越, 王金营. (2020). 生与不生的抉择: 从生育意愿到生育行为——来自 2017 年全国生育状况抽样调查北方七省市数据的证明. *兰州学刊*, (1), 144–156.]
McShane, B. B., & Böckenholt, U. (2017). Single-paper meta-analysis: Benefits for study summary, theory testing, and replicability. *Journal of Consumer Research*, *43*(6), 1048–1063.
Novelli, M., Cazzola, A., Angeli, A., & Pasquini, L. (2021). Fertility intentions in times of rising economic uncertainty: Evidence from Italy from a gender perspective. *Social Indicators Research*, *154*, 257–284.
Palacios, J., Fan, Y., Yoeli, E., Wang, J., Chai, Y., Sun, W., ... & Zheng, S. (2022). Encouraging the resumption of economic activity after COVID-19: Evidence from a large scale-field experiment in China. *Proceedings of the National Academy of Sciences of United States of America*, *119*(5), e2100719119.
Perkins, H. W. (Ed.). (2003). *The social norms approach to preventing school and college age substance abuse: A handbook for educators, counselors, and clinicians*. Hoboken, NJ: John Wiley & Sons.
Peterson, R. A., & Brown, S. P. (2005). On the use of beta coefficients in meta-analysis. *The Journal of Applied Psychology, 90* (1), 175–181.
Piff, P. K., Kraus, M. W., Côté, S., Cheng, B. H., & Keltner, D. (2010). Having less, giving more: The influence of social class on prosocial behavior. *Journal of Personality and Social Psychology*, *99*(5), 771–784.
Prentice, D. A., & Miller, D. T. (1993). Pluralistic ignorance and alcohol use on campus: Some consequences of misperceiving the social norm. *Journal of Personality and Social Psychology*, *64*(2), 243–256.
Qing, S. S. (2019). Social-cultural roots of gender income difference in China: Evidence from the gender role attitudes. *Sociological Study*, *34*(1), 106–131+244.
[卿石松. (2019). 中国性别收入差距的社会文化根源——基于性别角色观念的经验分析. *社会学研究*, *34*(1), 106–131+244.]
Reese, G., & Jacob, L. (2015). Principles of environmental justice and pro-environmental action: A two-step process model of moral anger and responsibility to act. *Environmental Science & Policy*, *51*, 88–94.
Restubog, S. L. D., Bordia, P., & Bordia, S. (2011). Investigating the role of psychological contract breach on career success: Convergent evidence from two longitudinal studies. *Journal of Vocational Behavior*, *79*(2), 428–437.
Rimal, R. N., & Lapinski, M. K. (2015). A re-explication of social norms, ten years later. *Communication Theory*, *25*(4), 393–409.
Rindfuss, R. R., Guilkey, D. K., Morgan, S. P., & Kravdal, Ø. (2010). Child-care availability and fertility in Norway. *Population and Development Review*, *36*(4), 725–748.
Sammut, G., & Bauer, M. W. (2021). *The psychology of social influence: Modes and modalities of shifting common sense*. Cambridge, UK: Cambridge University Press.
Schlag, K. H., Tremewan, J., & Van der Weele, J. J. (2015). A penny for your thoughts: A survey of methods for eliciting beliefs. *Experimental Economics*, *18*, 457–490.
Schwarzer, R., & Jerusalem, M. (1995). Generalized self-efficacy scale. In J. Weinman, S. Wright, & M. Johnston (Eds), *Measures in health psychology: A user's portfolio. Causal and control beliefs* (pp. 35–37). Windsor, UK: NFER-NELSON.
Shank, D. B., Kashima, Y., Peters, K., Li, Y., Robins, G., & Kirley, M. (2019). Norm talk and human cooperation: Can we talk ourselves into cooperation? *Journal of Personality and Social Psychology*, *117*(1), 99–123.
Sheeran, P., Maki, A., Montanaro, E., Avishai-Yitshak, A., Bryan, A., Klein, W. M., ... & Rothman, A. J. (2016). The impact of changing attitudes, norms, and self-efficacy on health-related intentions and behavior: A meta-analysis. *Health Psychology*, *35*(11), 1178–1188.
Schroeder, C. M., & Prentice, D. A. (1998). Exposing pluralistic ignorance to reduce alcohol use among college students. *Journal of Applied Social Psychology, 28*(23), 2150–2180.

Shrout, P. E., & Bolger, N. (2002). Mediation in experimental and nonexperimental studies: new procedures and recommendations. *Psychological Methods*, *7*(4), 422–445.
Song, J., & Zheng, H. (2021). Current situation and problems of fertility research in China: Observation from the perspective of research methods. *Chinese Journal of Population Science*, (05),114–125+128.
[宋健，郑航. (2021).中国生育研究现状与问题——基于方法视角的观察. *中国人口科学*, (05),114–125+128.]
Sparkman, G., Geiger, N., & Weber, E. U. (2022). Americans experience a false social reality by underestimating popular climate policy support by nearly half. *Nature Communications*, *13*, 4779.
Sparkman, G., & Walton, G. M. (2017). Dynamic norms promote sustainable behavior, even if it is counternormative. *Psychological Science*, *28*(11), 1663–1674.
Sparkman, G., & Walton, G. M. (2019). Witnessing change: Dynamic norms help resolve diverse barriers to personal change. *Journal of Experimental Social Psychology*, *82*, 238–252.
Spencer, S. J., Zanna, M. P., & Fong, G. T. (2005). Establishing a causal chain: Why experiments are often more effective than mediational analyses in examining psychological processes. *Journal of Personality and Social Psychology*, *89*(6), 845–851.
Stok, F. M., Verkooijen, K. T., de Ridder, D. T., de Wit, J. B., & De Vet, E. (2014). How norms work: Self-identification, attitude, and self-efficacy mediate the relation between descriptive social norms and vegetable intake. *Applied Psychology: Health and Well-Being*, *6*(2), 230–250.
Stout, M. E., Christy, S. M., Winger, J. G., Vadaparampil, S. T., & Mosher, C. E. (2020). Self-efficacy and HPV vaccine attitudes mediate the relationship between social norms and intentions to receive the HPV vaccine among college students. *Journal of Community Health*, *45*, 1187–1195.
Sun, Q. Z., Huang, J. R., & Yu, X. F. (2023). Give a man a fish or teach him fishing? Differences in donor behavior between high and low social classes. *Acta Psychologica Sinica*, *55*(10),1677–1695.
[孙庆洲，黄靖茹，虞晓芬. (2023). 授人以鱼还是授人以渔？高、低社会阶层的捐助行为差异. *心理学报*, *55*(10),1677–1695]
van Lange, P. A., & Rand, D. G. (2022). Human cooperation and the crises of climate change, COVID-19, and misinformation. *Annual Review of Psychology*, *73*, 379–402.
van Zoonen, W., Sivunen, A. E., & Blomqvist, K. (2023). Out of sight-Out of trust? An analysis of the mediating role of communication frequency and quality in the relationship between workplace isolation and trust. *European Management Journal*. https://doi.org/10.1016/j.emj.2023.04.006
Vignoli, D., Rinesi, F., & Mussino, E. (2013). A home to plan the first child? Fertility intentions and housing conditions in Italy. *Population, Space and Place*, *19*(1), 60–71.
Walker, D. D., Neighbors, C., Rodriguez, L. M., Stephens, R. S., & Roffman, R. A. (2011). Social norms and self-efficacy among heavy using adolescent marijuana smokers. *Psychology of Addictive Behaviors*, *25*(4), 727–732.
Wan, C., Chiu, C. Y., Peng, S., & Tam, K. P. (2007). Measuring cultures through intersubjective cultural norms: Implications for predicting relative identification with two or more cultures. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, *38*(2), 213–226.
Wan, C., Chiu, C. Y., Tam, K. P., Lee, S. L., Lau, I. Y. M., & Peng, S. (2007). Perceived cultural importance and actual self-importance of values in cultural identification. *Journal of Personality and Social Psychology*, *92*(2), 337–354.
Wan, C., Torelli, C. J., & Chiu, C. Y. (2010). Intersubjective consensus and the maintenance of normative shared reality. *Social Cognition*, *28*(3), 422–446.
Wan, F., & Chen, S. J. (in press). Subjective social class positively predicts residents' fertility intentions. *Population and Development*.
[万丰华，陈思静. (印刷中).主观社会阶层正向预测居民生育意愿. *人口与发展*.]
Wang, D., Wang, D. H., & Chen, W. F. (2022). The relationship between adolescents' resilience and their malevolent creative behaviors. *Acta Psychologica Sinica*, *54*(2), 154–167.
[王丹，王典慧，陈文锋. (2022). 青少年心理韧性与恶意创造性行为倾向的关系. *心理学报*, *54*(2), 154–167.]
Wang, J., & Wang, G. Z. (2016). A study on the difference between fertility intention and fertility behavior with China low fertility level. *Population Journal*, *38*(2), 5–17.
[王军，王广州. (2016). 中国低生育水平下的生育意愿与生育行为差异研究. *人口学刊*, *38*(2), 5–17.]
Wilson, C. (2004). Fertility below replacement level. *Science*, *304*(5668), 207–209.
Wu, B., & Yang, Z. (2018). The impact of moral identity on consumers' green consumption tendency: The role of perceived responsibility for environmental damage. *Journal of Environmental Psychology*, *59*, 74–84.
Wu, Y., Wei, X. J., Yang, Y. Y., & Chen, E. (2016). Who determines "giving birth to a son": How institution and culture affect women's fertility choices in social transformation. *Sociological Study*, *31*(3), 170–192+245–246.
[吴莹，卫小将，杨宜音，陈恩. (2016). 谁来决定"生儿子"?——社会转型中制度与文化对女性生育决策的影响. *社会学研究*, *31*(3),170–192+245–246.]
Xing, C., Meng, Y. Q., Lin, Q. Q., & Qin, Z. Y. (2019). Effect of childbearing deadline on women's wanted fertility. *Acta Psychologica Sinica*, *51*(4), 428–436.
[邢采，孟彧琦，林青青， 秦子玉. (2019). 生育年龄限制感提高女性的计划生育数量. *心理学报*, *51*(4), 428–436.]
Yang, B. Y., & Wu, S. (2021). From "fertility cost constraint" to "happiness value orientation": The changes of the fertility concept of the urban "post-70s", "post-80s" and "post-90s". *Northwest Population Journal*, *42*(6), 36–46.

[杨宝琰, 吴霜. (2021). 从“生育成本约束”到“幸福价值导向”——城市“70 后”“80 后”和“90 后”的生育观变迁. *西北人口*, *42*(6), 36–46.]
Yang, S. S., & Chen, S. J. (2022). Normative misperception in third-party punishment: An explanation from the perspective of belief in a just world. *Acta Psychologica Sinica*, *54*(3), 281–299.
[杨莎莎, 陈思静. (2022). 第三方惩罚中的规范错觉: 基于公正世界信念的解释. *心理学报*, *54*(3), 281–299.]
Zhang, C. L., Li, Y., Yang, W. Z., & Zang, X. Y. (2021). The influence of COVID-19 on birth numbers in China. *Population Research*, *45*(03), 88–96.
[张翠玲, 李月, 杨文庄, 张许颖.(2021). 新冠肺炎疫情对中国出生人口变动的影响. *人口研究*, *45*(03), 88–96.]
Zhang, J., Li, X., & Tang, J. (2022). Effect of public expenditure on fertility intention to have a second child or more: Evidence from China's CGSS survey data. *Cities*, *128*, 103812.
Zhang, L. P., & Wang, G. Z. (2015). A research on the second childbirth expectation and the birth plan for the fertility age population of Chinese. *Population & Economics*, (6), 43–51.
[张丽萍, 王广州. (2015). 中国育龄人群二孩生育意愿与生育计划研究. *人口与经济*, (6), 43–51.]
Zhang, X. Q., Huang, C. H., Zhang, Q., & Fan, Q. P. (2016). Fertility intention for the second child under the selective and universal two-child policies: Comparisons and implications. *Population Research*, *41*(1), 87–97.
[张晓青, 黄彩虹, 张强, 陈双双, 范其鹏. (2016). “单独二孩” 与 “全面二孩” 政策家庭生育意愿比较及启示. *人口研究*, 40(1), 87–97.]
Zhao, X., & Epley, N. (2022). Surprisingly happy to have helped: Underestimating prosociality creates a misplaced barrier to asking for help. *Psychological Science*, *33*(10), 1708–1731.
Zheng, Z. Z. (2014). Measurement and application of fertility intention. *Chinese Journal of Population Science*, *6*, 15–25.
[郑真真. (2014). 生育意愿的测量与应用. *中国人口科学*, *6*, 15–25.]
Zhou, G. H., He, Y. L., & Yang, J. Z. (2021). Why is “the main force of childbearing” merely nominal? ——— Analysis of 743 questionnaires based on urban youth fertility intention. *Zhejiang Social Sciences*, (05),77–86+157–158.
[周国红, 何雨璐, 杨均中.(2021). “生育主力”缘何有名无实？——基于 743 份城市青年生育意愿的问卷调查分析. *浙江社会科学*, (05),77–86+157–158.]
Zhu, W., & Hong, X. (2022). Are Chinese parents willing to have a second child? Investigation on the ideal and realistic fertility willingness of different income family. *Early Education and Development*, *33*(3), 375–390.

Underestimating others' fertility attitudes and behaviors hinders the fertility intentions of childless individuals in Gen Z

CHEN Sijing [1], SHEN Jiahui[1], JIANG Qiaojie[1], YANG Shasha [2],

([1] *School of Economics and Management, Zhejiang University of Science and Technology, Hangzhou* 310023, *China*)

([2] *School of Psychology and Cognitive Science, East China Normal University, Shanghai,* 200062, *China*)

Abstract

The existing literature on fertility has predominantly focused on analyzing objective factors at macro and micro levels, such as gender, age, income, family relationships, economic situation, and social structure, that impact an individual's fertility intentions. However, an often overlooked yet equally significant factor lies in an individual's perception of the social climate surrounding fertility. This factor encompasses attitudes and behaviors related to fertility displayed by similar others. This article presents five studies from a social cognitive perspective aimed at addressing the following questions: (1) How do individuals perceive the fertility attitudes and behaviors of others? (2) To what extent and in what manner does this perception influence an individual's own fertility intentions? (3) How can we explain this relationship?

This paper presents a comprehensive investigation comprising five studies that focus on individuals born between 1995 and 2005. In Studies 2a, 2b, and 3, we specifically targeted childless individuals. The key variables under examination included perceptions of fertility attitudes, operationalized as individuals' judgments of the desired family size; perceptions of fertility behaviors, proxied by individuals' judgments of the magnitude of change in China's total fertility rate from 2021 to 2022; and fertility intentions, measured using a scale developed by the researchers. Study 1 involved a cross-sectional survey with 904 participants, of which 735 had never given birth. The primary aim of Study 1 was to gain initial insights into how individuals perceive the attitudes/behaviors of others and how these perceptions relate to their own fertility intentions. Studies 2a and 2b utilized experimental designs to establish a causal relationship between the perception of others' fertility attitudes/behaviors and one's own fertility intentions. In contrast, Study 3, a three-round longitudinal survey, sought to investigate whether fertility efficacy and perceived responsibility could explain the observed relationships. Lastly, Study 4 represents a single-paper meta-analysis that focuses on effect sizes for the key findings derived from the studies in this paper.

The main results can be summarized as follows: (1) Childless participants consistently displayed a tendency to underestimate others' fertility attitudes/behaviors, whereas participants who had given birth in Study 1 exhibited an overly optimistic view of others' fertility attitudes/behaviors. (2) The underestimation of others' fertility attitudes/behaviors had a consistent suppressive effect on participants' own fertility intentions. (3) Overly pessimistic views of others' fertility attitudes/behaviors significantly reduced participants' fertility efficacy in successfully pursuing fertility, as well as their perception of fertility as a family and social responsibility. Both of these

factors, in turn, contributed to a reduction in fertility intentions, with the effect of fertility efficacy being more pronounced. (4) Notably, all key findings exhibited effect sizes ranging from small to moderate, highlighting the nuanced nature of these relationships.

The above findings have significant theoretical and practical implications. Firstly, the results suggest that perceptions of the social climate regarding fertility play a crucial role in an individual's fertility decisions. Consequently, solely focusing on objective factors may not yield a comprehensive understanding of the intricate processes influencing fertility decisions, thereby bridging a gap in the existing literature. Secondly, the findings imply that a social norms approach can effectively address biased perceptions of others' attitudes/behaviors toward fertility. By doing so, this approach contributes to bolstering fertility intentions, presenting a valuable complement to current policies that primarily emphasize economic factors.

Keywords fertility intentions, social influence, intersubjective cognition, fertility efficacy, perceived responsibility

补充材料

研究 1

生育态度和行为的测量题项

理想子女数-自己：如果不考虑生育政策和其他条件，您认为一般家庭理想的孩子数量是(请填写整数)：_____ 个

理想子女数-他人：如果不考虑生育政策和其他条件，请您估计一下，参加此次调查的大多数人(18~28 岁的年轻人)认为一般家庭理想的孩子数量是(请填写整数)：_____个

总和生育率：总和生育率的含义是：每名育龄妇女在现有生育水平下渡过整个育龄期(15~49 岁)所生育的孩子个数。国家统计局相关数据显示，2021 年我国的总和生育率为 1.15，可以理解为：平均来说，2021 年每名育龄妇女在现有生育水平下渡过整个育龄期生育的孩子数量是 1.15 个。请您在此基础上估计一下，相较于 2021 年，在 2022 年这一数字变化了多少？(从–100% ~ 100%选择一个数字表示变化比例)

生育意愿量表

针对未生育群体：1 = 完全不同意；5 =完全同意

1. 我愿意在某个时期生孩子。
2. 为人父母是我所追求的。(注：从最终分析中删除)
3. 生孩子是我人生计划的一部分。
4. 如果可以的话，我希望能够拥有自己的孩子。
5. 我希望在生命中的某个时刻拥有自己的孩子。
6. 展望未来，我希望能够成为一位父亲/母亲。
7. 我期待有一天可以拥有自己的小孩。

针对已生育群体：1 = 完全不同意；5 =完全同意

1. 我计划在未来某个时期再生一个孩子。
2. 在条件允许的情况下，我想要再生一个小孩。
3. 我期待能够在适当的时候为家庭添加新成员。
4. 如果有机会，我想要再次成为父母。
5. 再生一个小孩是我计划的一部分。(注：从最终分析中删除)
6. 我期待着再次迎来宝宝的出生。
7. 我渴望为我和我的家庭带来新的生命。

补充分析：稳健性检验

表 S1 研究 1 稳健性检验(删去控制变量)

变量	结果变量：生育意愿(未生育)				结果变量：生育意愿(已生育)			
	β	t	LLCI	ULCI	β	t	LLCI	ULCI
预测变量								
理想子女数（他人）	0.19^{***}	5.24	0.23	0.50	0.09	1.11	–0.16	0.58
总和生育率变化幅度	0.21^{***}	5.87	0.01	0.02	0.24^{**}	3.08	0.004	0.02
Adj-R^2	0.09				0.06			

注：$^{**}p < 0.01$, $^{***}p < 0.001$。

表 S2 研究 1 稳健性检验(增加省份虚拟变量)

变量	结果变量：生育意愿(未生育)				结果变量：生育意愿(已生育)			
	β	t	LLCI	ULCI	β	t	LLCI	ULCI
预测变量								
理想子女数（他人）	0.15^{***}	4.24	0.15	0.42	0.12	1.42	–0.12	0.71
总和生育率变化幅度	0.17^{***}	5.01	0.01	0.02	0.20^{*}	2.22	0.001	0.02
控制变量								
性别	$–0.23^{***}$	–6.78	–0.71	–0.39	–0.10	–1.20	–0.51	0.12
年龄	0.03	0.79	–0.02	0.05	0.02	0.26	–0.09	0.12
教育程度	–0.07	–1.94	–0.27	0.002	0.02	0.24	–0.27	0.35
年收入	0.02	0.41	–0.08	0.12	0.10	1.17	–0.06	0.23
恋爱	0.19^{***}	5.38	0.27	0.57	–0.02	–0.20	–1.50	1.22
已婚	0.19^{***}	4.80	0.41	0.98	0.03	0.25	–0.85	1.09
兄弟姐妹数量	0.04	1.19	–0.03	0.12	0.22^{*}	2.28	0.03	0.36
子女数量					0.01	0.07	–0.41	0.44
Adj-R^2	0.21				0.10			

注：$^{*}p < 0.05$，$^{***}p < 0.001$，省份虚拟变量的系数已省略。

表 S3 研究 1 稳健性检验(总和生育率变化幅度的双边缩尾处理)

变量	结果变量：生育意愿(未生育)				结果变量：生育意愿(已生育)			
	β	t	LLCI	ULCI	β	t	LLCI	ULCI
预测变量								
理想子女数（他人）	0.15^{***}	4.54	0.17	0.43	0.08	0.97	–0.19	0.56
总和生育率变化幅度	0.17^{***}	5.10	0.01	0.02	0.24^{**}	3.02	0.005	0.02
控制变量								
性别	$–0.23^{***}$	–6.72	–0.69	–0.38	–0.08	–1.07	–0.44	0.13
年龄	0.04	0.96	–0.02	0.05	–0.01	–0.15	–0.11	0.09
教育程度	–0.06	–1.91	–0.25	0.004	0.05	0.66	–0.17	0.35
年收入	0.01	0.32	–0.08	0.11	0.06	0.76	–0.08	0.19
恋爱	0.19^{***}	5.46	0.26	0.56	0.08	0.71	–0.80	1.71
已婚	0.19^{***}	4.92	0.41	0.95	0.13	1.21	–0.36	1.52
兄弟姐妹数量	0.04	1.29	–0.03	0.12	0.15	1.96	–0.001	0.27
子女数量					–0.05	–0.59	–0.48	0.26
Adj-R^2	0.21				0.07			

注：$^{**}p < 0.01$，$^{***}p < 0.001$。

研究 3

责任感知量表

1 = 完全不同意；7 =完全同意

1.生育子女是我需要承担的家庭责任。

2.生育子女是我应当承担的社会责任。

3.为我的家庭传宗接代，是我必须承担的责任。(注：从最终分析中删除)

4.生育子女是成年人应当承担的家庭责任。

5.为家族传宗接代是每个人应负的责任。

6.生小孩是每个健康的成年人都应该承担的社会责任。(注：从最终分析中删除)

生育效能量表

1 = 完全不同意；4 =完全同意

1. 如果我有孩子，我有信心自己能够照顾好他/她。

2.只要我付出努力，就可以解决生育子女过程中的大多数问题。

3.我相信自己可以成为负责任的父母。

4.我认为自己可以胜任养育孩子的任务。

5.我有信心能够克服养育孩子中的各种困难。

6.我有能力为自己的小孩提供优质的教育。

补充分析

表 S4 逐步回归对责任感知和生育效能的中介效应检验(含控制变量)

变量	结果变量：生育意愿				结果变量：责任感知				结果变量：生育效能				结果变量：生育意愿			
	β	*t*	LLCI	ULCI	β	*t*	LLCI	ULCI	β	*t*	LLCI	ULCI	β	*t*	LLCI	ULCI
预测变量																
理想子女数(他人)	0.19**	3.26	0.13	0.53	0.16**	2.96	0.14	0.72	0.25***	4.21	0.15	0.41	0.01	0.27	–0.12	0.16
总和生育率变化幅度	0.18**	3.05	0.004	0.02	0.18**	3.24	0.01	0.03	0.18**	3.04	0.003	0.01	0.03	0.64	–0.003	0.01
中介变量																
责任感知													0.37***	6.00	0.16	0.32
生育效能													0.48***	8.37	0.57	0.93
控制变量																
性别	–0.31***	–5.06	–1.01	–0.44	–0.48***	–8.44	–2.15	–1.33	–0.30***	–4.93	–0.64	–0.28	0.02	0.36	–0.18	0.26
年龄	–0.03	–0.44	–0.07	0.05	–0.05	–0.80	–0.12	0.05	–0.11	–1.52	–0.07	0.01	0.04	0.86	–0.02	0.06
教育程度	0.002	0.03	–0.23	0.23	–0.06	–1.15	–0.52	0.14	–0.06	–0.94	–0.22	0.08	0.05	1.32	–0.05	0.26
年收入	0.15*	2.19	0.02	0.37	0.01	0.18	–0.23	0.28	0.10	1.45	–0.03	0.20	0.10*	2.11	0.01	0.25
恋爱	0.22***	3.59	0.23	0.78	0.10	1.71	–0.05	0.74	0.16**	2.62	0.06	0.42	0.10*	2.54	0.05	0.43
已婚	0.17**	2.90	0.30	1.58	0.03	0.57	–0.65	1.18	0.09	1.42	–0.12	0.71	0.12**	3.01	0.23	1.08
兄弟姐妹数量	0.04	0.63	–0.11	0.21	–0.01	–0.24	–0.26	0.20	–0.07	–1.24	–0.17	0.04	0.08	1.97	–0.0002	0.22
控制感(收入)	0.04	0.57	–0.14	0.26	0.05	0.75	–0.18	0.40	0.15*	2.02*	0.003	0.26	–0.05	–1.00	–0.20	0.07
控制感(工作/教育)	–0.12	–1.68	–0.34	0.03	–0.06	–0.87	–0.38	0.15	–0.09	–1.36	–0.20	0.04	–0.05	–1.07	–0.19	0.06
控制感(住房)	–0.02	–0.31	–0.19	0.14	0.08	1.23	–0.09	0.37	0.09	1.27	–0.04	0.17	–0.09*	–2.02	–0.22	–0.003
控制感(健康)	0.10	1.69	–0.02	0.30	0.17**	3.08	0.13	0.59	0.07	1.15	–0.04	0.17	0.003	0.08	–0.11	0.11
控制感(婚姻)	–0.02	–0.38	–0.15	0.10	–0.07	–1.14	–0.28	0.07	–0.005	–0.07	–0.08	0.08	0.003	0.08	–0.08	0.09
Adj-R^2	0.30				0.38				0.29				0.69			

注：$^{*}p < 0.05$，$^{**}p < 0.01$，$^{***}p < 0.001$。